

ENIO GIOTTO

ANÁLISE DA DINÂMICA DE EVOLUÇÃO DA
COBERTURA FLORESTAL E SUA QUANTIFICAÇÃO
POR MÉTODOS E PROCESSOS DE AMOSTRAGEM
EM MÚLTIPLAS OCASIÕES

Tese apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal da Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial para obtenção do Título de Doutor em Ciências Florestais.

C U R I T Í B A
1 9 8 6



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
SETOR DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS

COORDENAÇÃO DO CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA FLORESTAL

P A R E C E R

Os membros da Comissão Examinadora designada pelo Colegiado do Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal para realizar a arguição da Tese de Doutorado apresentada pelo candidato ENIO GIOTTO, sob o título "ANÁLISE DA DINÂMICA DE EVOLUÇÃO DA COBERTURA FLORESTAL E SUA QUANTIFICAÇÃO POR MÉTODOS E PROCESSOS DE AMOSTRAGEM EM MULTIPLAS OCASIÕES", para obtenção do grau de Doutor em Ciências Florestais - Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal do Setor de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Paraná, área de concentração: MANEJO FLORESTAL, após haver analisado o referido trabalho e arguido o candidato, são de parecer pela "APROVAÇÃO" da Tese, completando assim os requisitos necessários para receber o grau e o Diploma de DOUTOR EM CIÊNCIAS FLORESTAIS.

Curitiba, 06 de junho de 1986.

Professor Carlos Marx Ribeiro Carneiro, DR.
Primeiro Examinador

Professor José Sales Mariano da Rocha, DR.
Segundo Examinador

Professor Flávio Felipe Kirchner, DR.
Terceiro Examinador

Professor Attilio Antonio Disperati, DR.
Quarto Examinador

Professor Sylvio Péllico Netto, DR.
Presidente



À minha esposa,

Mêri Helena;

Aos meus filhos,

Diana e Ângelo;

Aos meus pais,

Adão e Glória,

DEDICO.

AGRADECIMENTOS

À Universidade Federal do Paraná, pela oportunidade de realização do presente Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal.

À Universidade Federal de Santa Maria, pela licença e incentivo para a realização do curso.

À CAPES, pela bolsa de estudos concedida durante o período de realização do curso.

Ao Prof. Tit. Dr. Sylvio Péllico Netto, pelo trabalho e dedicação na orientação desta tese.

Ao Prof. Adj. Dr. Flávio Felipe Kirchner, pelo empenho dedicado na co-orientação deste trabalho.

À Profª Adj. MS. Anilda Back da Silva, pela cessão do material, sem o qual não seria possível a realização desta pesquisa, e pela assessoria prestada no levantamento dos dados.

Aos colegas do Setor de Fotointerpretação e Fotogrametria do Departamento de Engenharia Rural da UFSM: Prof. Adj. Dr. José Sales Mariano da Rocha, co-orientador de pesquisa, Prof. Adj. Dr. Carlos Marx Ribeiro Carneiro, Prof. Adj. MS. Oscar L. M. de Carvalho, Prof. Adj. MS. Argentino J. Aguirre, Prof. Ass. MS. Hugo O. Migliore e Profª Aux. Aparecida A. M. da Rocha, pelos incentivos e auxílios prestados na elaboração deste trabalho.

Ao Prof. Adj. Dr. Attilio A. Disperatti, co-orientador, e demais professores do Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal da U. F. Paraná, pelos ensinamentos transmitidos.

Ao Eng. Flor. Pedro Roberto de A. Madruga, MS., pelo auxílio prestado no levantamento dos dados.

Ao Geógrafo Roberto Cassol e à Eng. Flor. Rosângela Neto, pelos trabalhos desenvolvidos na coleta de dados.

Ao Instituto Brasileiro de Desenvolvimento Florestal (IBDF), através do Programa de Monitoramento da Cobertura Florestal do Brasil, por meio do Eng. Flor. Célio Paiva dos Santos, pela gentileza no empréstimo das imagens LANDSAT - TM.

Aos colegas de curso, pela solidificação dos laços de amizade.

À Secretária do Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal da Universidade Federal do Paraná, Ag. Adm. Maria de Lourdes da Silva Wos, pelo empenho demonstrado em suas atividades profissionais junto ao Curso.

Ao Sr. Anísio D. M. Trindade, pela datilografia do presente trabalho; aos desenhistas Lídio Fonseca Medeiros e Arthur Hector Cunha; ao Secretário do Departamento de Engenharia Rural da UFSM, Sr. João Abelin Filho, e à funcionária Maria Goretti da Cunha Ferraz.

BIOGRAFIA DO AUTOR

ENIO GIOTTO, filho de Adão Giotto e Glória Bodanese Giotto, nasceu ao primeiro dia do mês de junho do ano de mil e novecentos e cinquenta e quatro na cidade de Imbituva, Estado do Paraná, Brasil.

De 1961 a 1965 cursou o primário no Colégio Nossa Senhora Imaculada na cidade de Tapera, RS, e de 1966 a 1969 cursou o ginásial no Ginásio Taperense, da mesma cidade.

Os estudos de 2º grau (Científico), de 1970 a 1973, foram realizados no Colégio Cônego João Batista Sorg, em Carazinho, RS, e no Colégio Estadual Antônio Sepp, em Cruz Alta, RS.

Em março de 1974 ingressou no Curso de Engenharia Florestal da Universidade Federal de Santa Maria, em Santa Maria, RS, onde colou grau em 20 de dezembro de 1977.

Em março de 1978 iniciou o Mestrado em Engenharia Agrícola, área de Fotointerpretação, da Universidade Federal de Santa Maria, tendo defendido tese em 12 de junho de 1981.

Em agosto de 1979 foi contratado pela Universidade Federal de Santa Maria como professor colaborador junto ao Departamento de Engenharia Rural. Em junho de 1980 foi aprovado em concurso público para Auxiliar de Ensino na disciplina de Fotointerpretação Florestal. Atualmente exerce nesta Universidade atividade docente como Professor Adjunto.

Em março de 1983 iniciou o Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, área de Manejo Florestal, da Universidade Federal do Paraná, em Curitiba, PR, a nível de Doutorado, encerrando o curso na presente data com a defesa desta tese.

RESUMO

O tema desenvolvido na presente pesquisa aborda uma série de análises efetuadas sobre a dinâmica da evolução da cobertura florestal e da aplicação de métodos e processos de amostragem na quantificação desta. Estes estudos visaram estabelecer subsídios ao desenvolvimento de um programa de monitoramento florestal, em âmbito municipal. A área selecionada para teste foi o município de Ibirubá, RS, por dispor de levantamentos de cobertura florestal nos períodos de 1956, 1965 e 1975, sendo que em 1985 foi realizado um levantamento com imagens TM do LANDSAT 5, canais 3 e 4. Nos períodos citados foram realizados estudos da distribuição espacial da cobertura florestal, determinando-se parâmetros de posição e de dispersão, bem como estudos da distribuição de frequência por unidade de área da cobertura florestal, e a verificação do ajuste à modelos teóricos, como a distribuição beta, e à modelos expandidos polinomialmente da distribuição exponencial negativa. Nos períodos de 1956 a 1965 e de 1965 a 1975 foram efetuados testes de associação entre o desmatamento e a declividade do terreno, através de índices baseados na distribuição do qui-quadrado. Na quantificação da cobertura florestal foi estudada a aplicabilidade e precisão dos métodos dos transectos, pontos aleatórios, grade de pontos e blocos de pontos aleatórios, verificando-se a eficiência de alguns desses métodos em processos de amostragem para múltiplas ocasiões, tais como: amostragem de repetição total, dupla amostragem e amostragem com repetição parcial. Com base nos resultados obtidos, chegou-se à conclusão de que os estudos sugeridos (distribuição espacial, distribuição de frequência, teste de associação com o desmatamento, levantamentos amostrais em múltiplas ocasiões) podem ser empregados em programas de monitoramento florestal, pois comprovou-se a hipótese básica de viabilização dos elementos a constituírem sua estrutura, a partir da definição da metodologia de emprego e operacionalidade de cada um. Como principais recomendações, salientam-se o desenvolvimento de estudos acerca do caráter probabilístico da expansão polinomial da distribuição exponencial negativa, do emprego da distribuição Beta para avaliação de áreas florestais, bem como do método dos transectos, e ainda os processos de dupla amostragem e repetição parcial.

SUMMARY

The developed subject in this research approaches a serious of analyses about the forestry cover dynamic evolution, and the application of methods and sampling process in its quantification. These studies aimed to establish subsidies to the developing of a forestry monitoring program at municipal-wide. The selected area for the test was the Ibirubá county, RS, for dispose the survey forestry cover in the periods of 1956, 1965, and 1975. In 1985, a survey was made images from LANDSAT-5, channels 3 and 4. In the mentioned periods, studies of the forestry cover spacial distributions were carried, determining positions and dispersions parameters, as well as studies about the frequency distributions per area unit of forestry cover and verification of settlement to theoretical models, with the beta distribution, and to the expanded models of negative exponential distribution. In the periods of 1956 to 1965, and 1965 to 1975, were made association test between the land deforest and the lot declivity, through rates based on qui-square distribution. In the quantification of forestry cover was studied the applicability and precision of transects methods, ramdon sampling points, dot-grid and blocks of random sampling points, verifying some of these methods efficiency in sampling process for multiple occasions, just as: total replacement sampling, double sampling and sampling with partial replacement. Based on obtained results, was came to a conclusion that suggested studies (spacial distribution, frequency distribution, association test with land deforest, sampling survey in multiple occasions) can be used in forestry monitoring programs because was proved that the basic hipotesis of elements viabilisation to be constituted its structure, from the definition of employng methodology and operacionality of each one. The principals recommendations are emphasized the studies development about the probability character of polynomial expansion in the negative exponential distribution, of use the beta distribution for evaluation of forestries areas, as well as of transects methods, plus the process of double sampling and partial replacement.

SUMÁRIO

<u>AGRADECIMENTOS</u>	iii
<u>BIOGRAFIA DO AUTOR</u>	v
<u>RESUMO</u>	vii
<u>SUMMARY</u>	viii
<u>LISTA DE TABELAS</u>	xvii
<u>LISTA DE FIGURAS</u>	xxii
<u>LISTA DE ANEXOS</u>	xxiv
<u>LISTA DE APÊNDICES</u>	xxv
1. <u>INTRODUÇÃO</u>	1
2. <u>OBJETIVOS</u>	4
2.1. OBJETIVOS GERAIS	4
2.2. OBJETIVOS ESPECÍFICOS	4
2.3. JUSTIFICATIVAS	5
3. <u>REVISÃO DA LITERATURA</u>	10
3.1. ASPECTOS DA VEGETAÇÃO NATURAL, DESMATAMENTO E USO DA TERRA NO MUNICÍPIO DE IBIRUBÁ - RS	10
3.2. MONITORAMENTO DE COBERTURA FLORESTAL	13
3.2.1. <i>Importância de Levantamentos de Uso da Terra no Contexto de Programas de Monito- ramento</i>	13
3.2.2. <i>O Sistema TM e Aplicação de Técnicas e Produtos de Sensoriamento Remoto em Pro- gramas de Monitoramento Florestal</i>	16

3.2.3. <i>Estrutura Operacional de um Monitoramento Florestal</i>	19
3.3. APLICAÇÕES E TEORIA DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL ..	22
3.4. DISTRIBUIÇÕES DE FREQUÊNCIAS APLICADAS A ESTUDOS FLORESTAIS	30
3.5. ESTUDOS DE ASSOCIAÇÃO ENTRE VARIÁVEIS QUALITATIVAS BINÁRIAS	30
3.6. APLICAÇÃO DE MÉTODOS E PROCESSOS DE AMOSTRAGEM NA QUANTIFICAÇÃO DE COBERTURA FLORESTAL	32
4. <u>MATERIAL E MÉTODOS</u>	35
4.1. CARACTERIZAÇÃO GERAL DA ÁREA	35
4.1.1. <i>Localização</i>	35
4.1.2. <i>Clima</i>	35
4.1.3. <i>Características Edáficas, Geomorfológicas e Capacidade de Uso do Solo</i>	37
4.1.4. <i>Tipos Florestais</i>	38
4.2. MATERIAL	39
4.2.1. <i>Material Cartográfico</i>	39
4.2.2. <i>Material de Interpretação, Cálculo, Processamento e Documentação</i>	39
4.3. CARTAS FLORESTAIS E DADOS REFERENTES À SITUAÇÃO FLORESTAL DO MUNICÍPIO DE IBIRUBÁ NOS ANOS DE 1956, 1965 E 1975	40
4.4. MAPEAMENTO DA COBERTURA FLORESTAL	41
4.5. DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL	42
4.5.1. <i>Cálculo de Parâmetros</i>	42
4.5.1.1. <i>Centro de Gravidade</i>	42
4.5.1.2. <i>Raio de Dispersão</i>	43
4.5.1.3. <i>Dispersão Relativa</i>	44

4.5.2. Distribuição Espacial das Coberturas Florestais	45
4.5.3. Estudo das Alterações	46
4.6. DISTRIBUIÇÃO DE FREQUÊNCIAS DA COBERTURA FLORESTAL	47
4.6.1. Cálculo de Frequências Teóricas por Distribuições Contínuas	49
4.6.1.1. Número de Classes	49
4.6.1.2. Distribuição Beta	51
4.6.1.3. Ajuste das Frequências Observadas	51
4.6.2. Expansão Polinomial da Distribuição Exponencial	52
4.6.2.1. Modelos	52
4.6.2.2. Eficiência dos Modelos de Regressão	55
4.6.3. Levantamento de Distribuições de Frequências	56
4.7. ANÁLISE DA ASSOCIAÇÃO ENTRE AS ALTERAÇÕES NA COBERTURA FLORESTAL E A DECLIVIDADE	57
4.7.1. Variáveis Binárias para Estudos de Associação	57
4.7.2. Descrição das Variáveis Binárias e a sua Obtenção	58
4.7.2.1. Variáveis - Grupo I	58
4.7.2.2. Variáveis - Grupo II	58
4.7.3. Métodos de Análise da Associação	60
4.8. QUANTIFICAÇÃO DE ÁREAS FLORESTAIS EM PERÍODOS SUCESSIVOS POR AMOSTRAGEM	65

4.8.1. Estudos de Amostragem Desenvolvidos	65
4.8.2. Métodos de Amostragem	67
4.8.2.1. Amostragem por Pontos Sistemáticos	67
4.8.2.1.1. Dimensionamento da Amostragem Sistemática	67
4.8.2.1.2. Área de Influência dos Pontos	68
4.8.2.1.3. Construção e Locação da Grade de Amostragem	69
4.8.2.1.4. Mecanismo de Contagem	69
4.8.2.1.5. Análise dos Dados da Amostragem Sistemática	70
4.8.2.2. Amostragem por Pontos Aleatórios	70
4.8.2.2.1. Dimensionamento da Amostra	73
4.8.2.2.2. Mecanismo de Aplicação, Interpretação e Análise dos Pontos	73
4.8.2.3. Amostragem por Transectos	75
4.8.2.3.1. Dimensionamento da Amostra	75
4.8.2.3.2. Locação e Distância entre os Transectos	76
4.8.2.3.3. Interpretação e Análise dos Dados	77

4.8.3. Processos de Amostragem para Múltiplas Ocasões	80
4.8.3.1. Amostragem Independente	81
4.8.3.2. Amostragem com Repetição Total	82
4.8.3.3. Amostragem Dupla	84
4.8.3.4. Amostragem com Repetição Parcial	91
4.8.4. Levantamentos de Cobertura Florestal Efetuados no Município de Ibirubã - RS	95
4.8.5. Análise de Eficiência e Precisão dos Levantamentos por Amostragem em Relação aos Dados Reais	98
4.8.5.1. Teste de Significância	98
4.8.5.2. Erro de Interpretação	100
5. <u>RESULTADOS E DISCUSSÃO</u>	101
5.1. ANÁLISE DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DOS PERCENTUAIS DE COBERTURA	101
5.1.1. Distribuição Espacial da Cobertura Florestal em 1956	101
5.1.2. Distribuição Espacial da Cobertura Florestal em 1965	105
5.1.3. Distribuição Espacial da Cobertura Florestal em 1975	111
5.1.4. Distribuição Espacial do Desmatamento Ocorrido entre 1956 e 1965	115
5.1.5. Distribuição Espacial do Desmatamento Ocorrido entre 1965 e 1975	119
5.1.6. Distribuição Espacial da Cobertura Florestal em 1985 e do Desmatamento entre 1975 e 1985	122

5.2. FREQUENCIAS DE UNIDADES POR CLASSES DE COBERTURA	126
5.2.1. <i>Análises e Agrupamento das Unidades por</i>	
<i>Classes</i>	126
5.2.1.1. <i>Frequência de Cobertura Florestal por Classe no Ano de 1956</i>	129
5.2.1.2. <i>Frequência de Cobertura Florestal no Ano de 1965</i>	140
5.2.1.3. <i>Frequência de Cobertura Florestal no Ano de 1975</i>	152
5.3. EVOLUÇÃO DA COBERTURA FLORESTAL ENTRE 1956 E 1975	165
5.4. DISTRIBUIÇÃO ÓTIMA DOS PERCENTUAIS DE COBERTURA FLORESTAL POR 100 ha A PARTIR DA DISTRIBUIÇÃO BETA, NO MUNICÍPIO DE IBIRUBÁ	168
5.5. AJUSTE DAS FREQUÊNCIAS OBSERVADAS POR CLASSES DE COBERTURA A MODELOS DE REGRESSÃO	176
5.6. MAPEAMENTO DA COBERTURA EM 1985 E ESCOLHA DAS UNIDADES PARA ESTUDOS DE DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL E DE FREQUÊNCIAS	192
5.7. FREQUÊNCIA DE COBERTURA FLORESTAL POR CLASSE NO ANO DE 1985 E AJUSTES A DISTRIBUIÇÕES ÓTIMAS ...	194
5.7.1. <i>Frequência Amostral da Cobertura Florestal por Classe</i>	194
5.7.2. <i>Distribuição Ótima dos Percentuais de Cobertura Florestal em 1985, a Partir da Distribuição Beta</i>	196
5.7.3. <i>Ajuste das Frequências dos Damos Amostrais de Cobertura Florestal em 1985 aos Modelos de Regressão</i>	200

5.8. ASSOCIAÇÃO ENTRE O DESMATAMENTO E A DECLIVIDADE	203
5.9. DIMENSIONAMENTO DAS AMOSTRAGENS	213
5.9.1. <i>Dimensionamento das Amostragens Independentes por Pontos em 1956 e 1985</i>	213
5.9.2. <i>Dimensionamento do Comprimento Total dos Transectos em 1956 e 1985</i>	214
5.10. AMOSTRAGEM DE COBERTURA FLORESTAL EM 1956	216
5.10.1. <i>Método dos Blocos/Pontos Aleatórios</i> ..	216
5.10.2. <i>Método dos Pontos Sistemáticos</i>	218
5.10.3. <i>Método dos Pontos Aleatórios</i>	221
5.10.4. <i>Método dos Transectos</i>	224
5.11. AMOSTRAGEM E EVOLUÇÃO DA COBERTURA FLORESTAL EM 1965	226
5.11.1. <i>Método dos Blocos/Pontos Aleatórios</i> ..	226
5.11.1.1. <i>Amostragem de Repetição Total</i>	226
5.11.1.2. <i>Dupla Amostragem</i>	228
5.11.1.3. <i>Amostragem de Repetição Parcial</i>	232
5.11.2. <i>Método dos Pontos Sistemáticos - Amostragem de Repetição Total</i>	236
5.11.3. <i>Método dos Pontos Aleatórios - Amostragem de Repetição Total</i>	240
5.11.4. <i>Método dos Transectos</i>	244
5.11.4.1. <i>Amostragem de Repetição Total</i>	244
5.11.4.2. <i>Dupla Amostragem</i>	249
5.11.4.3. <i>Amostragem de Repetição Parcial</i>	252
5.12. AMOSTRAGEM DA COBERTURA FLORESTAL EM 1975	256
5.12.1. <i>Método dos Blocos/Pontos Aleatórios</i> ..	256

5.12.1.1. Amostragem de Repetição Total	256
5.12.1.2. Dupla Amostragem	259
5.12.1.3. Amostragem de Repetição Par- cial	263
5.12.2. Método dos Pontos Sistemáticos - Amos- tragem de Repetição Total	268
5.12.3. Método dos Pontos Aleatórios - Amostra- gem de Repetição Total	271
5.12.4. Método dos Transectos	275
5.12.4.1. Amostragem de Repetição Total	275
5.12.4.2. Dupla Amostragem	278
5.12.4.3. Amostragem de Repetição Par- cial	282
5.13. LEVANTAMENTO DA COBERTURA FLORESTAL EM 1985 ..	286
5.13.1. Método dos Pontos Sistemáticos - Amos- tragem Independente	286
5.13.2. Método dos Transectos - Amostragem In- dependente	288
6. <u>CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES</u>	292
7. <u>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS</u>	298
<u>A N E X O S</u>	306
<u>A P Ê N D I C E S</u>	314

LISTA DE TABELAS

1.	Bandas do Mapeador Temático.	18
2.	Áreas dos tipos florestais em cada período.	41
3.	Indicação esquemática da análise de variância.	56
4.	Tabela de correlação.	86
5.	Proporção ótima para remediação de parcelas de primeira ocasião.	89
6.	Elementos de amostragem por repetição parcial - estimativa de proporções.	94
7.	Esquema das amostragens efetuadas.	96
8.	Parâmetros da distribuição espacial em 1956.	102
9.	Parâmetros da distribuição espacial em 1965.	107
10.	Deslocamentos dos centros de gravidade no período 1956/65 e distância à sede municipal.	109
11.	Parâmetros da distribuição espacial em 1975.	112
12.	Deslocamentos e distâncias dos centros de gravidade à sede municipal.	113
13.	Parâmetros da distribuição espacial do desmatamento - 1956/65.	116
14.	Parâmetros da distribuição espacial do desmatamento - 1965/75.	120
15.	Deslocamentos dos centros de gravidade dos desmatamentos.	121
16.	Estimativa dos parâmetros da distribuição espacial da cobertura florestal em 1985.	124
17.	Estimativa dos parâmetros da distribuição espacial do desmatamento entre 1975 e 1985.	125
18.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 1 em 1956 (IC = 5%).	130

19.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 1 em 1956 (IC = 10%).	131
20.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 3 em 1956 (IC = 5%).	132
21.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 4 em 1956 (IC = 5%).	133
22.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 5 em 1956 (IC = 5%).	134
23.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura por todos os tipos florestais em 1956 (IC = 5%).	135
24.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura por todos os tipos florestais em 1956 (IC = 10%).	136
25.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 1 em 1965 (IC = 5%).	141
26.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 1 em 1965 (IC = 10%).	142
27.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 3 em 1965 (IC = 5%).	143
28.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 4 em 1965 (IC = 5%).	144
29.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 5 em 1965 (IC = 5%).	145
30.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura por todos os tipos florestais em 1965 (IC = 5%).	146
31.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura por todos os tipos florestais (IC = 10%).	147
32.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 1 em 1975 (IC = 5%).	153

33.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 1 em 1975 (IC = 10%).	154
34.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 3 em 1975 (IC = 5%).	155
35.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 4 em 1975 (IC = 5%).	156
36.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 5 em 1975 (IC = 5%).	157
37.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura por todos os tipos florestais em 1975 (IC = 5%).	158
38.	Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura por todos os tipos florestais em 1975 (IC = 10%).	159
39.	Evolução quantitativa da cobertura florestal entre 1956-1965.	166
40.	Evolução quantitativa da cobertura florestal entre 1965-1975.	166
41.	Resultados do ajuste à Distribuição Beta em 1956.	170
42.	Resultados do ajuste à Distribuição Beta em 1965.	171
43.	Resultados do ajuste à Distribuição Beta em 1975.	172
44.	Grau e coeficientes da função exponencial polinomial dos tipos florestais em 1956.	177
45.	Análise da eficiência e ajuste dos modelos de distribuição de frequências em 1956.	178
46.	Grau e coeficientes da função exponencial polinomial dos tipos florestais em 1965.	179
47.	Análise da eficiência e ajuste dos modelos de distribuição de frequências em 1965.	180
48.	Grau e coeficientes da função exponencial polinomial dos tipos florestais em 1975.	181
49.	Análise da eficiência e ajuste dos modelos de distribuição de frequências em 1975.	182
50.	Frequência amostral de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura por todos os tipos florestais em 1985 (IC = 5%).	195

51.	Ajuste pela Distribuição Beta em 1985.	197
52.	Ajuste dos dados amostrais de frequência pelo polinômio de 6º grau.	201
53.	ANOVA do modelo polinomial de 6º grau.	202
54.	Associação entre o desmatamento e a declividade classe 1 (1956-1965).	207
55.	Associação entre o desmatamento e a declividade classe 2 (1956-1965).	207
56.	Associação entre o desmatamento e a declividade classe 3 (1956-1965).	208
57.	Associação entre o desmatamento e a declividade classe 4 (1956-1965).	208
58.	Associação entre o desmatamento e a declividade classe 1 (1965-1975).	209
59.	Associação entre o desmatamento e a declividade classe 2 (1965-1975).	209
60.	Associação entre o desmatamento e a declividade classe 3 (1965-1975).	210
61.	Associação entre o desmatamento e a declividade classe 4 (1965-1975).	210
62.	Estimativa de área, elementos da amostragem e teste Z, pelo método dos blocos/pontos aleatórios, em 1956.	217
63.	Resultados da amostragem pelo método dos pontos sistemáticos em 1956.	219
64.	Resultados da amostragem pelo método dos pontos aleatórios em 1956.	222
65.	Resultados da amostragem pelo método dos transectos em 1956.	225
66.	Resultados da amostragem pelo método dos blocos/pontos aleatórios em 1965.	227
67.	Evolução da cobertura florestal entre 1956-1965 pelo método dos blocos/pontos aleatórios - A.R.T.	227
68.	Amostragem dupla - 1956-1965 - Blocos/pontos aleatórios.	229
69.	Blocos amostrados na segunda ocasião - repetição parcial.	233
70.	Resultados da amostragem pelo método dos pontos sistemáticos em 1965.	237

71.	Evolução da cobertura florestal entre 1956-1965 - método dos pontos sistemáticos, amostragem de repetição total.	238
72.	Resultados da amostragem pelo método dos pontos aleatórios em 1965.	241
73.	Evolução da cobertura florestal entre 1956-1965 - método dos pontos aleatórios, amostragem de repetição total.	243
74.	Resultados da amostragem pelo método dos transectos em 1965.	245
75.	Evolução da cobertura florestal entre 1956-1965 - método dos transectos, amostragem de repetição parcial.	248
76.	Transectos independentes da segunda ocasião.	253
77.	Elementos e indicadores da amostragem de repetição total em 1975 com o método dos blocos/pontos aleatórios - amostragem de repetição total.	257
78.	Elementos e indicadores da evolução da cobertura florestal entre 1965-1975 pelo método dos blocos/pontos aleatórios em processo de repetição total.	258
79.	Amostragem dupla - 1965-1975 - blocos/pontos aleatórios emparelhados.	260
80.	Blocos amostrados na segunda ocasião - repetição parcial.	264
81.	Resultados da amostragem pelo método de pontos sistemáticos em 1975.	269
82.	Evolução da cobertura entre 1965 e 1975 - método dos pontos sistemáticos, amostragem de repetição total.	271
83.	Resultados da amostragem pelo método de pontos aleatórios em 1975.	273
84.	Evolução da cobertura florestal entre 1965-1975 - método dos pontos aleatórios, amostragem de repetição total.	274
85.	Resultados da amostragem pelo método dos transectos em 1975.	276
86.	Evolução da cobertura florestal entre 1965 e 1975 - método dos transectos, amostragem de repetição total.	277
87.	Transectos independentes de segunda ocasião - 1975.	283

LISTA DE FIGURAS

1.	Percentagem de reflectância por comprimento de onda.	20
2.	Esquema de monitoramento e avaliação dos recursos florestais.	21
3.	Concepção teórica das fases do monitoramento florestal.	23
4.	Fluxograma de fontes de informação espacial.	24
5.	Mapa de localização do município de Ibirubá no Estado do Rio Grande do Sul.	36
6.	Distribuição espacial da cobertura florestal em 1956.	106
7.	Distribuição espacial da cobertura florestal em 1965.	110
8.	Distribuição espacial da cobertura florestal em 1975.	114
9.	Distribuição espacial do desmatamento entre 1956 e 1965.	118
10.	Distribuição espacial do desmatamento entre 1965 e 1975.	123
11.	Distribuição espacial do desmatamento em 1985.	127
12.	Distribuição espacial do desmatamento entre 1975 e 1985.	128
13.	Curvas das distribuições Beta em 1956, 1965 e 1975.	175
14.	Curvas de frequências ajustadas por regressão - Tipo florestal 1.	187
15.	Curvas de frequências ajustadas por regressão - Tipo florestal 3.	188
16.	Curvas de frequências ajustadas por regressão - Tipo florestal 4.	189
17.	Curvas de frequências ajustadas por regressão - Tipo florestal 5.	190

18.	Curvas de frequências ajustadas por regressão - Co- bertura total.	191
19.	Curva da distribuição Beta em 1985.	199
20.	Curva da distribuição de frequências pela regressão em 1985.	204

LISTA DE ANEXOS

I.	<i>Carta Florestal de Ibirubã - 1956.</i>	307
II.	<i>Carta Florestal de Ibirubã - 1965.</i>	308
III.	<i>Carta Florestal de Ibirubã - 1975.</i>	309
IV.	<i>Carta Florestal de Ibirubã - 1986.</i>	310
V.	<i>Esquema das Unidades de 100 ha.</i>	311
VI.	<i>Esquema de Aplicação dos Transectos.</i>	312
VII.	<i>Esquema de Aplicação dos Blocos/Pontos Aleatórios.</i>	313

LISTA DE APÊNDICES

I.	Medidas de Transectos Sobre os Mapas de 1956, 1965 e 1975. (Escala: 1:60.000)	315
II.	Medidas de Transectos Sobre o Mapa Florestal de 1985. (Escala: 1:100.000)	316
III.	Amostragem por blocos/pontos aleatórios (1956-1965-1975).	318

1. INTRODUÇÃO

O desenvolvimento crescente das técnicas de sensoriamento remoto relativo ao uso de imagens orbitais e suborbitais, notadamente na última década, ocasionou uma completa modificação nos padrões de levantamentos florestais até então empregados e, neste sentido, o monitoramento das florestas quanto à sua evolução espacial e temporal foi o tópico da ciência florestal que mais benefícios usufruiu dos novos produtos de sensoriamento remoto.

Em países que apresentam uma ciência florestal desenvolvida, o monitoramento florestal está integrado às demais atividades florestais, existindo uma harmonia entre as mesmas nos processos de avaliação dos recursos florestais.

No Brasil o monitoramento das áreas florestais, desenvolvido a nível regional e nacional, teve seu início em 1979 e apresenta até o momento resultados parciais dos primeiros levantamentos, que por sua parte servirão de base à formulação de uma política de monitoramento florestal integrada a inventários florestais em múltiplos estágios.

O conhecimento da realidade florestal do país é de importância significativa, pois com o mesmo será possível equacionar uma série de problemas florestais quanto à sua natureza, dimensões e intensidades e, a partir destes elementos, estudar e analisar as interrelações da atividade florestal com

as outras atividades rurais, visando um aproveitamento integral dos solos em função de suas aptidões naturais e a maximização de benefícios sociais e econômicos, sem ocasionar danos ao meio ambiente.

Assim, o monitoramento florestal, que tem como princípio e essência básica a obtenção contínua de dados referentes à recursos florestais, reveste-se também com objetivos relacionados ao levantamento dinâmico de dados de uso da terra e as suas implicações com os elementos florestais.

Outrossim é fato corrente que, sempre que se procura introduzir sistemas alicerçados em tecnologias recentes para alcançar os mais diferentes objetivos em uma fase experimental de um programa de desenvolvimento integrado, é necessário efetuar-se posteriormente análises críticas quanto a sua eficiência e operacionalidade, para que tais sistemas tenham continuidade ou não, quando o referido programa for posto efetivamente em execução.

Neste contexto insere-se o atual Programa de Monitoramento da Cobertura Florestal do Brasil, que desenvolveu uma série de metodologias com os mais diversos graus de tecnologia, definindo as mais eficientes e operacionais e que tenham perfeita integração com outras atividades da ciência florestal.

Desta maneira, verifica-se que o problema saliente é o de definir sistemas eficientes de monitoramento florestal para os mais diversos estágios de levantamentos, considerando as peculiaridades características de cada região e, obviamente, estruturados sobre a infraestrutura material, econômica e humana disponível.

Assim, em um sentido de contribuição, propõe-se apresentar e discutir elementos que possam ser empregados em um sistema de monitoramento florestal a nível municipal, que reúna características de baixo custo, eficiência e operacionalidade, e que analise de maneira integrada os elementos relacionados de forma dinâmica e estática, com a evolução da cobertura florestal em seus aspectos espaciais e temporais, utilizando de maneira intensa produtos de sensoriamento remoto e fornecendo ainda subsídios para estruturar uma política florestal de caráter regional.

Como elemento de referência, desenvolveu-se uma série de estudos sobre a dinâmica da evolução da cobertura florestal, em seus aspectos espaciais e temporais, tendo-se como área teste o município de Ibirubá, RS, analisando-se analiticamente as características que se propõem estabelecer. Para tanto, formulou-se uma série de hipóteses que foram testadas a partir de diversos métodos e técnicas disponíveis.

2. OBJETIVOS

2.1. OBJETIVOS GERAIS

Os seguintes objetivos gerais da presente pesquisa enquadram-se dentro de uma proposição de um Sistema de Monitoramento Florestal à nível municipal:

a) Estudar e quantificar, por processos analíticos, a evolução da distribuição espacial e distribuição de frequência da cobertura florestal por unidade de área, em diferentes períodos, utilizando-se de fotografias aéreas e imagens orbitais.

b) Comparar e avaliar métodos estatísticos para a determinação de índices de cobertura florestal em uma região, em processos de múltiplas ocasiões aplicados sobre mapas e cartas florestais.

2.2. OBJETIVOS ESPECÍFICOS

No contexto dos objetivos gerais, foram os seguintes os objetivos específicos:

a) Determinar os parâmetros de distribuição espacial da cobertura florestal em cada época considerada. Os parâmetros determinados foram: centro de gravidade, raio de dispersão e índice de dispersão.

b) Analisar as modificações ocorridas com relação aos parâmetros de distribuição espacial, em razão do processo de desmatamento e subsequente ocupação agrícola.

c) Determinar e analisar as modificações da distribuição de frequências dos percentuais de cobertura florestal por unidade de área.

d) Estudar a correlação entre o percentual de cobertura florestal por unidade de área e a sua frequência em cada época considerada.

e) Estudar e analisar a associação entre alterações na cobertura florestal em períodos sucessivos, com a declividade, determinando tendências e correlações.

f) Comparar e efetuar análise de precisão de processos de amostragem, em avaliações de cobertura florestal sobre cartas florestais obtidas a partir de fotografias aéreas e imagens orbitais, empregando processos de amostragem independente, dupla amostragem, amostragem com repetição parcial e amostragem com repetição total.

g) Analisar a eficiência e a precisão de métodos de amostragem por pontos (aleatórios e sistemáticos) e por transectos.

2.3. JUSTIFICATIVAS

Ao propor discutir elementos que venham a embasar um sistema de monitoramento florestal, para as áreas de alta densidade agrícola do Estado do Rio Grande do Sul, procurou-se estabelecer uma metodologia de monitoramento que fosse operacional

na obtenção de dados de cobertura florestal, referentes à unidade básica, que seria o município.

É evidente que, em análises posteriores, outras variáveis poderão incrementar o sistema, cuja unidade básica seria, então, a propriedade rural. Esta situação, em termos de monitoramento de cobertura florestal, pode ser considerada como ideal, mas é necessário ressaltar a sua impossibilidade na atualidade, dada a sua impraticabilidade operacional em relação aos altos custos que seriam necessários para a sua implementação no Rio Grande do Sul e, por extensão, em outros estados da federação.

O embasamento da proposição, de viabilizar elementos para constituir um sistema de monitoramento florestal à nível municipal em regiões agrícolas do Rio Grande do Sul, situa-se no contexto de um problema que engloba a situação florestal do estado, o estágio atual dos levantamentos florestais e a indefinição de métodos e processos a serem aplicados em levantamentos posteriores.

Quanto à situação florestal e suas implicações em relação a fatores sócioeconômicos e ecológicos, o quadro resume-se nestes principais aspectos:

- O Rio Grande do Sul apresentava em 1980 uma cobertura florestal de 6,4%, com um desmatamento anual em torno de 40.000 ha (IBDF/UFSM⁴³), sendo que a nível de municípios não há qualquer informação atualizada com respeito a estes elementos.

- A área originalmente ocupada por florestas naturais é hoje intensamente ocupada pela agricultura. As formações florestais remanescentes, de maneira geral, apresentam estrutura alterada pela exploração irracional.

- A erosão dos solos nas regiões agrícolas é um fator de preocupação, juntamente com o decréscimo acelerado de espécimens da fauna e da flora, face à redução das áreas florestais.

- É previsto que o desmatamento deverá recrudescer a partir da utilização intensa de lenha e carvão vegetal na secagem de grãos das safras agrícolas.

Em relação aos levantamentos florestais concernentes ao monitoramento de cobertura arbórea, as seguintes características podem ser salientadas:

- Os atuais levantamentos de cobertura florestal são regionalizados (macro-regiões) e desenvolvidos a nível de reconhecimento e nestes levantamentos inexistem estudos e interpretações de causas e efeitos, que proporcionem análises de tendências e comportamentos que possam embasar projeções e prognósticos de situações florestais a médio e a longo prazo.

- A informação da cobertura florestal não é atualizada sistematicamente e sim por realização de eventuais levantamentos.

- Não existe no Rio Grande do Sul um programa de avaliação de recursos florestais que tenha como unidade de referência a superfície municipal.

- Os atuais levantamentos apresentam pouca ou nenhuma integração com outros ramos da ciência florestal aplicada ao manejo de recursos naturais, tais como plano de manejo de sub-bacias hidrográficas inseridas no contexto de uma superfície definida pelo município.

Quanto ao terceiro enfoque do problema considerado, salienta-se que o desenvolvimento de técnicas e métodos com o

objetivo de atualizar a informação da cobertura florestal tem sido realizado através de pesquisas esparsas, as quais não são conjugadas visando o estabelecimento de uma sistemática operacional de atualização da informação de cobertura florestal com a utilização de produtos de sensoriamento remoto.

Considerando estes enfoques, foi pretendido na presente pesquisa, a partir dos objetivos mencionados, a realização de uma série de análises que definissem as melhores técnicas, métodos e processos a serem utilizados em levantamentos referenciados à nível municipal, para que em levantamentos posteriores, com características similares, possa ser adotada a sistemática recomendada.

Com referência ao primeiro aspecto do problema abordado, pretendeu-se obter elementos que fornecessem dados e informações a uma política de fiscalização e manejo dos recursos naturais e, em especial, dos florestais no âmbito de um município.

Com relação ao segundo tópico, objetivou-se manter a informação florestal constantemente atualizada nas suas características espaciais e temporais, conjugando levantamentos periódicos com as análises de tendência e comportamento dos elementos florestais e a ação fiscalizadora que venha a ser efetuada. Objetivou-se também manter a informação com um máximo possível de precisão, a partir de um maior detalhamento dos dados obtidos sobre os produtos de sensoriamento remoto disponíveis.

Com base no terceiro aspecto, foram apresentadas propostas alternativas e viáveis com relação a métodos e processos de amostragem para levantamentos periódicos da cobertura florestal em curto espaço de tempo, com baixo custo, operacionalidade e eficiência.

Nestes aspectos abordados fundamentou-se o propósito de que, para as condições atuais do Rio Grande do Sul, os novos levantamentos concernentes ao monitoramento florestal devem ter como unidade de referência a área municipal, pois assim as informações obtidas seriam de melhor qualidade pelo natural refinamento da mesma e com melhor aproveitamento, uma vez que serão aplicáveis aos planejamentos físicos destes municípios e integradas a planos de manejo de recursos naturais, tais como manejo de Bacias Hidrográficas.

É importante salientar que o monitoramento florestal deverá ser intensificado com ação fiscalizadora e com a realização anual de levantamentos de dados de cobertura florestal em um município, pois interstícios de tempo maiores apenas constatarão a ação nefasta dos desmatamentos. Através de levantamentos anuais a ação fiscalizadora tornar-se-á mais eficiente e a informação mais dinâmica, proporcionando maiores subsídios ao planejamento florestal. Entretanto, o custo de levantamentos globais anuais é muito alto e poderá comprometer o planejamento em face a uma possível escassez de recursos materiais, financeiros e humanos. É necessário, portanto, obter-se alternativas que viabilizem a repetitividade. As novas técnicas e produtos do Sensoriamento Remoto têm aplicação mais intensa no monitoramento florestal, constituindo uma alternativa viável através das imagens multiespectrais de satélites imageadores e a utilização da informação florestal por processos estatísticos, empregando-se técnicas e métodos de amostragem adequados.

3. REVISÃO DA LITERATURA

3.1. ASPECTOS DA VEGETAÇÃO NATURAL, DESMATAMENTO E USO DA TERRA NO MUNICÍPIO DE IBIRUBÁ - RS

De acordo com KLEIN⁵², a vegetação da região da Araucária não constitui, como pode parecer em primeira análise, uma formação de caráter homogêneo e contínuo, sendo na realidade formada por múltiplas associações e agrupamentos que se encontram nos mais variados estágios de sucessão. Estas associações são compostas por espécies características e próprias de cada estágio, sendo que a vegetação arbórea do planalto riograndense é interrompida em sua sequência pelos campos naturais ou edáficos, definindo a fisionomia da região.

ANDRAE⁵, referindo-se ao zoneamento natural da vegetação no Rio Grande do Sul, diz que na região geográfica do Planalto Médio a vegetação arbórea é constituída de matas de galeria em regiões de campo e a leste do Rio Jacuí ocorrem extensas áreas de pinhais, enquanto que nas partes inclinadas dos vales ocorrem florestas latifoliadas.

SILVA⁸⁴, com respeito à cobertura florestal do município de Ibirubá, diz que as matas são da floresta latifoliada tropical com a presença de *Araucaria angustifolia* (Bert. O. Kuntzel), ocorrendo ainda matas de galeria e capões em zonas originais de campo. A este respeito, PEREZ⁷⁰ cita que esta

região é uma transição entre os campos e as florestas do Alto Uruguai.

THIBAU⁸⁹ cita que a principal causa do desmatamento, especialmente nas regiões das florestas atlânticas e subtropical, foi o uso alternativo para a agricultura e pecuária.

MAIXNER⁵⁹ cita que em 1973 as essências florestais nativas de maior valor econômico tornavam-se cada vez mais escassas no estado e KLEIN⁵³ enfatiza o aspecto de fornecimento de madeiras, juntamente com a proteção e conservação dos solos, e a manutenção de essências nativas em vastas áreas florestais.

Segundo a SUDESUL⁸⁷, o desmatamento intenso ocorrido no Rio Grande do Sul ocasionou uma transformação radical na fisionomia vegetal do estado, como uma decorrência do desenvolvimento da agricultura aliada à ação das indústrias madeireiras. Neste sentido, MORENO⁶³ enfatiza tais aspectos salientando que o processo de desmatamento das áreas florestais está ligado ao processo de colonização, uma vez que as áreas selecionadas para tal fim foram as áreas de matas naturais.

Em relação às causas do desmatamento, SILVA⁸⁴ observa que ao desmatamento normalmente sucede-se à ocupação agrícola, constituindo uma das possíveis causas do desmatamento no estado.

GASTAL & ARAUJO²⁷, ao realizarem uma pesquisa no município de Ibirubá com o objetivo de verificar a existência de correlação entre resultados econômicos da produção e os fatores sócioeconômicos da comunidade rural, dizem que no ano agrícola de 1960/61 existiam diferentes grupos de estabelecimentos quanto ao tipo de agricultura praticada e que estas diferenças

se refletiam principalmente na composição da produção total.

Segundo o levantamento dos solos do Rio Grande do Sul em 1973, pelo INCRA⁴⁸, o uso das terras na unidade pedológica de mapeamento Erechim (predominante no município) compreendia cerca de 20% de vegetação natural, 30% de campos naturais e 50% utilizados para cultivos agrícolas.

PEREZ⁷⁰, ao descrever a micro-região 322, a triticultora de Cruz Alta, onde se localiza o município de Ibirubá, destaca esta micro-região como uma das principais na produção de trigo e soja no estado.

KONZEN & RICHTER⁵⁴ salientam que no município de Ibirubá o uso da terra é predominantemente de lavoura, que a pecuária bovina tem pouca expressão nas propriedades pequenas e que as áreas de pastagem são reduzidas. Salientam ainda que o uso da terra até meados de 1960, no aspecto agrícola e pecuário, era constituído por culturas de milho e mandioca associadas à suinocultura, arroz, feijão e outras culturas de consumo doméstico; posteriormente, estas culturas foram, paulatinamente, substituídas por trigo e soja. Em 1969 a cultura do milho ainda era predominante, porém em 1973 constatou-se o predomínio das culturas da soja e do trigo.

IBDF/UFSM⁴⁴ descrevem a estrutura fundiária no Planalto Médio como sendo latifúndio por exploração, predominando o cultivo de soja e trigo e que nestas regiões as necessidades de produtos florestais são diversificadas, havendo procura de madeira para construção civil, mobiliários, tábuas para fins diversos, lenha e papelão.

3.2. MONITORAMENTO DE COBERTURA FLORESTAL

3.2.1. *Importância de Levantamentos de Uso da Terra no Contexto de Programas de Monitoramento*

KELLER⁵¹, ao destacar a importância do levantamento do uso das terras nos planejamentos que visam esquematizar uma utilização correta das mesmas, adverte que a ausência de estudos de utilização da terra em países subdesenvolvidos torna possível apenas a formulação de esquemas muito generalizados de desenvolvimento, salientando também a evidência de que, a menos que o uso da terra seja conhecido e compreendido em seus parâmetros qualitativos e quantitativos, os projetos de desenvolvimento podem trazer mais prejuízos do que benefícios à estrutura econômica existente.

SOUZA COELHO⁸⁸ diz que o levantamento do uso da terra é um estudo que visa a avaliação dos recursos dos solos quanto à sua capacidade produtiva, localização e estimativa de terras adequadas ou mal aproveitadas, bem como o estudo de técnicas que visam o melhoramento de áreas depauperadas pelo uso inadequado ou naturalmente deficientes.

CORTEZ¹⁹ diz que atualmente é necessário se tomar decisões rápidas e complexas em relação ao manejo dos recursos naturais. Em relação a este aspecto pode-se dizer que um programa de monitoramento florestal eficiente é um fator preponderante no processo de tomada de decisões.

FAO²³ refere-se à estimativa contínua de superfícies florestais em épocas diferentes, usando recobrimentos aerofotogramétricos sucessivos, salientando que a repetição destes

levantamentos da cobertura florestal é importante e necessário para se conhecer as mudanças, cujo objetivo é desenvolver uma política adequada sobre o uso da terra.

ROCHA⁷⁷ cita a necessidade de levantamentos para fins de planejamento da utilização dos recursos naturais renováveis, mostrando que estes planos são úteis para um desenvolvimento integrado do meio rural. Sugere, ainda, planos especiais de utilização da terra, entre os quais o florestamento e o reflorestamento, salientando que é do conhecimento no meio técnico agrário brasileiro que uma das principais causas da baixa produtividade agro-pecuária-florestal é devido à implantação de de culturas e exploração pecuária em áreas inadequadas.

SUDESUL⁸⁷ enfatiza a necessidade de levantamentos periódicos da cobertura florestal no Rio Grande do Sul para verificar as mudanças ocorridas devido às ocorrências antrópicas.

De acordo com CARNEIRO¹³, o monitoramento florestal consiste no mapeamento e avaliação periódica de uma mesma área em intervalos de tempo regulares, que tem por finalidade o estudo e o controle da dinâmica das mudanças dos recursos florestais desta região, citando que os resultados do monitoramento florestal consistem em fontes de dados para subsidiar decisões e medidas políticas e técnicas no processo de utilização dos recursos naturais de uma região.

O INSTITUTO DE PESQUISAS ESPACIAIS⁴⁵ diz que informações atualizadas sobre o uso da terra e a sua distribuição são essenciais para o manejo eficiente dos recursos agrícolas e florestais e que há necessidade sempre crescente de atualização constante dos registros de uso da terra, para que suas tendências possam ser analisadas.

CARNEIRO & REIS¹⁴ citam que existem vários métodos que podem ser desenvolvidos para acompanhar a evolução da cobertura florestal em relação à evolução do uso da terra de uma determinada região e que estes modelos são dinâmicos, pois devem projetar tendências de variações do uso da terra, cujo conhecimento é de vital importância a qualquer planejamento florestal.

BERNARDES & IGUE⁷ dizem que o inventário dos recursos naturais e a avaliação subsequente do seu potencial, bem como a forma de utilização, é o primeiro passo para o planejamento racional da utilização de um dado recurso em uma região e que neste inventário devem ser levantados aspectos físicos tais como o uso da terra.

O Programa de Monitoramento da Cobertura Florestal do Rio Grande do Sul, realizado em sua primeira etapa por IBDF/UFSM⁴³, que determinou os índices globais de cobertura florestal do estado em relação às principais formações florestais, estimou ainda a intensidade de desmatamento em um período de 13 anos, constatando que a sucessão das áreas florestais é predominantemente feita pela agricultura.

Com relação a este aspecto, INCRA⁴⁸, SUDESUL⁸⁷, MORENO⁶³, SILVA⁸⁴ e VINADÉ⁹³, entre outros, são unânimes em constatar e concluir que os cultivos agrícolas, em sua expansão horizontal, são os maiores responsáveis na atualidade pelo desmatamento indiscriminado, citando de maneira geral que esta expansão horizontal é decorrente da fertilidade de solos, expansão da economia agrícola, entre outros.

3.2.2. O Sistema TM e Aplicação de Técnicas e Produtos de Sensoriamento Remoto em Programas de Monitoramento Florestal

THOFERN⁹⁰ afirma que para estudos de adequação agrícola de uma região qualquer é necessário pesquisar um modelo de bases físicas e indicadores, sendo que as bases constituem o material de referência para os levantamentos (fotografias aéreas, imagens orbitais, de radar, etc.) e os indicadores são os parâmetros e informações obtidas no processo de interpretação das bases físicas. Entre os indicadores podem ser citados a vegetação natural e o uso da terra.

A Comissão de Manejo Florestal do I SIMPÓSIO DA PESQUISA FLORESTAL DO RIO GRANDE DO SUL⁸², realizado em 1974, estabeleceu como linha de pesquisa prioritária a fotointerpretação e o sensoriamento remoto aplicados aos levantamentos de uso de terras no Rio Grande do Sul, objetivando o conhecimento do potencial florestal do estado.

Em relação ao Programa LANDSAT, CARNEIRO¹¹ diz que é um programa criado pela NASA (National Aeronautics and Space Administration) nos Estados Unidos, com a finalidade de testar aplicações de imagens obtidas através de sensores remotos instalados em plataformas orbitais para pesquisa e monitoramento de recursos naturais existentes na superfície terrestre.

A importância do Programa LANDSAT em levantamentos, estudos e pesquisas de recursos naturais, com ênfase ao monitoramento de elementos do uso da terra, é salientada por HOFFER³⁶, AOKI⁶, HOWARD³⁸, INSTITUTO DE PESQUISAS ESPACIAIS⁴², PERKINSON & SLEE⁷¹, SAGREDO & SALINAS⁷⁸, ESTES et alii²², entre tantos outros.

KALENSKY & SCHERCK⁵⁰ dizem que a repetitividade e a continuidade da cobertura de satélites imageadores da superfície terrestre permitem o monitoramento de florestas em áreas remotas, onde uma missão de sensoriamento remoto por avião é inviável, principalmente onde não existem mapas florestais ou os que existem estão desatualizados. Neste aspecto, SANTOS & NOVO⁸⁰ concluíram em suas pesquisas que as imagens orbitais LANDSAT permitem o acompanhamento e controle de projetos florestais.

ANDERSON et alii⁴, ao se referirem a níveis de classificação do uso da terra e às legendas compatíveis, propõem que o nível I seja utilizado para dados orbitais, exemplo LANDSAT, dizendo ainda que as informações do nível I são de interesse para levantamentos de uso da terra em âmbito regional. Os autores propõem, ainda, o seguinte sistema de classificação do uso da terra para o nível I:

- 1 - Terra urbana construída;
- 2 - Terra agrícola;
- 3 - Pastagens;
- 4 - Terras florestais;
- 5 - Água;
- 6 - Terra úmida;
- 7 - Terra árida;
- 8 - Neve.

Os mesmos autores citam, ainda, que este nível de generalização tem como objetivo principal o fornecimento de uma sistemática de classificação do uso da terra para ser usada em planejamentos e administração. Apresentam, entretanto, um nível II de classificação compatível com escalas menores que

1:80.000; a diferença para o nível I é que esse nível apresenta maior detalhamento da legenda.

GARCIA²⁶, ao se referir ao estudo da vegetação natural empregando produtos de sensoriamento remoto, diz que as fotografias aéreas convencionais são as mais indicadas, em razão da possibilidade da escolha da escala em função do nível de levantamento desejado, mas ressalva que o custo operacional é muito alto, indicando neste sentido a alternativa de estudos de vegetação empregando imagens orbitais do LANDSAT. Informou, ainda, que no estudo global de uma região a fotografia aérea deve ser utilizada como verdade terrestre e as imagens LANDSAT empregadas como elemento básico para o mapeamento da vegetação.

O Satélite LANDSAT 5, que opera a uma altura de 705 km, fornece imagens da superfície terrestre, que são empregadas em sensoriamento remoto. O sensor instalado na plataforma orbital é o Thematic-Mapper (TM), cujos canais espectrais, segundo NOVAES & MARTINI⁶⁶, são em número de sete, conforme mostra a Tabela 1.

TABELA 1. Bandas do Mapeador Temático.

Bandas	Intervalo Espectral (μ)
1	0,45 a 0,52
2	0,52 a 0,60
3	0,63 a 0,69
4	0,76 a 0,90
5	1,55 a 1,75
6	10,40 a 12,50
7	2,08 a 2,35

NOVAES & MARTINI⁶⁶ e US GEOLOGICAL SERVICE AND NOAA⁹² apresentam as principais aplicações da imagem TM para o levantamento de recursos naturais e MADRUGA⁵⁸ utilizou as imagens TM no canal 3, no Rio Grande do Sul, para o levantamento do uso da terra no litoral do estado, no ano de 1985.

Em 1984, AFLOVEM/UFSM¹ empregaram, pela primeira vez no Rio Grande do Sul, as imagens TM no canal 3 do LANDSAT-5 para efetuar o levantamento da vegetação exótica (Pinus, Eucaliptus e Acácia) na região da Grande Porto Alegre, constatando a viabilidade do emprego destas imagens no mapeamento da vegetação.

RIOCELL/UFSM⁷⁵, em 1985, empregaram as imagens TM canal 3 no levantamento dos reflorestamentos de Acácia negra, Pinus e Eucaliptus em uma área definida por um raio de 200 km a partir da cidade de Guaíba-RS, concluindo serem excelentes os resultados com a aplicação destas imagens, apoiando-se em um processo de reambulação.

MADRUGA⁵⁸ apresenta um gráfico (Figura 1) que mostra as percentagens de reflectância em diferentes comprimentos de onda, de vegetação seca, verde e solos e a faixa espectral dos canais do TM e do MSS, permitindo assim, segundo o autor, viabilizar os canais mais adequados para cada tipo de levantamento.

3.2.3. Estrutura Operacional de um Monitoramento Florestal

CARNEIRO & REIS¹⁴ apresentam um esquema de monitoramento florestal que representa a estrutura do atual Programa de Monitoramento da Cobertura Florestal do Brasil (Figura 2). Este esquema engloba levantamentos da situação passada, da situação

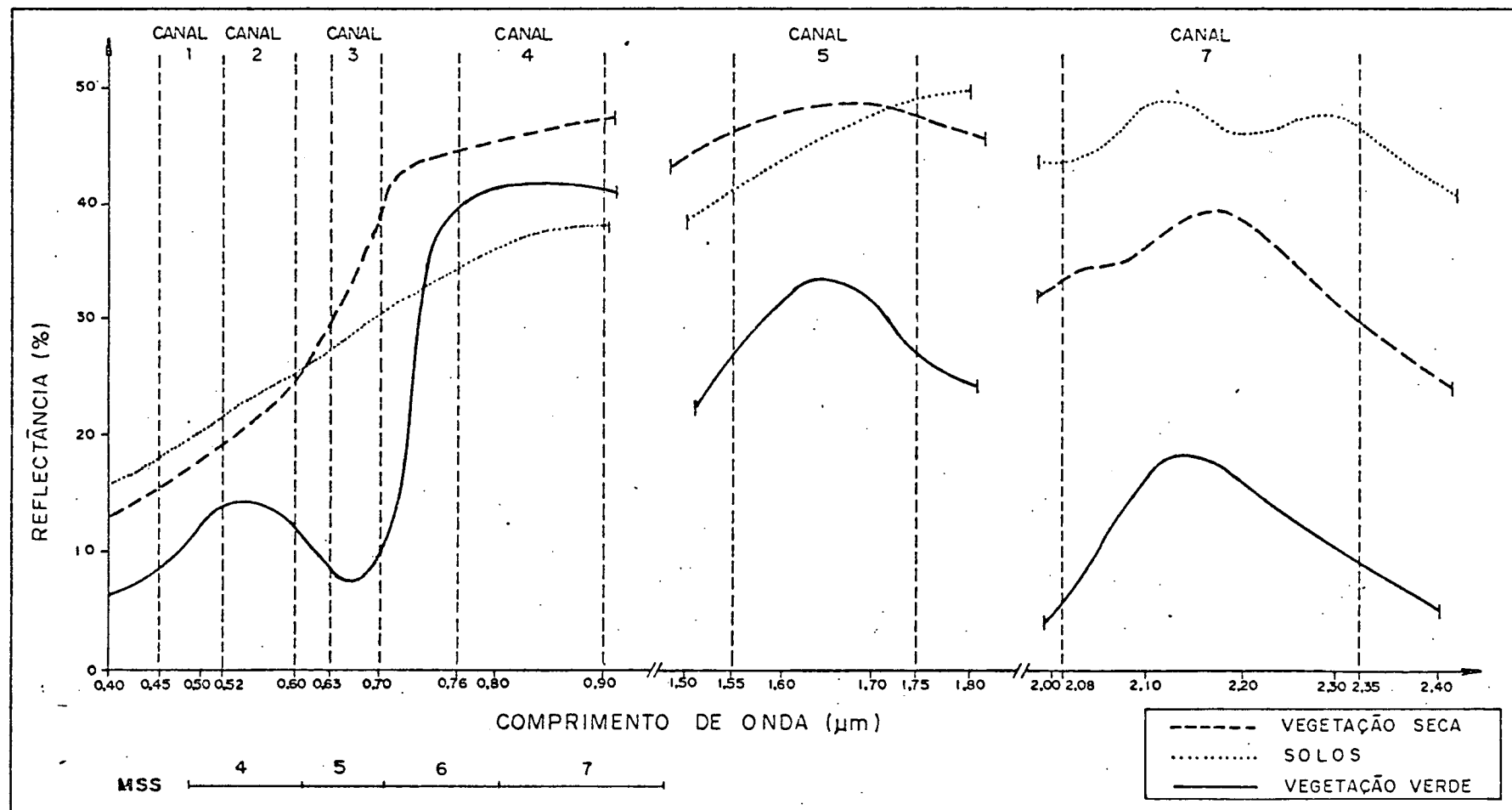


FIGURA 1. Percentagem de reflectância por comprimento de onda.
 FONTE: Citado por MADRUGA⁵⁸.

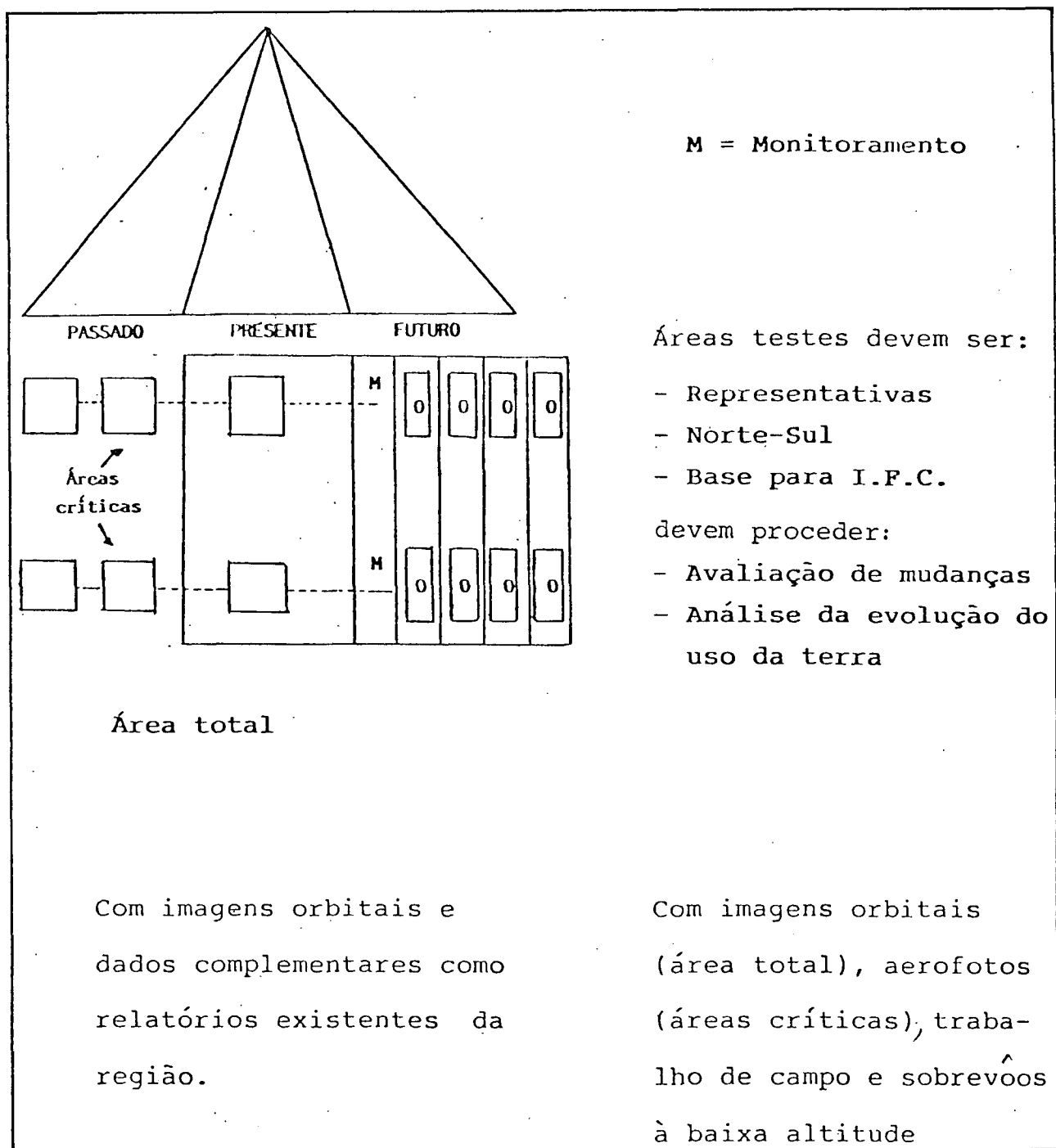


FIGURA 2. Esquema de monitoramento e avaliação dos recursos florestais.

FONTE: CARNEIRO & REIS¹⁴.

atual e definição de levantamentos para avaliação de situações futuras e é realizado à partir de fotografias aéreas, imagens orbitais, trabalhos de campo e relatórios de épocas passadas. O objetivo deste programa é tornar o monitoramento uma base para o inventário florestal contínuo capaz de fornecer resultados referentes à avaliação de mudanças e análises da evolução do uso da terra.

Assim, a partir deste esquema, organizou-se um fluxograma que mostra as fases dinâmicas do processo de monitoramento em sua aplicação (vide Figura 3), sendo que na sua montagem utilizou-se ainda o esquema de fontes de informação de dados geográficos apresentado por HAGGET et alii³² (vide Figura 4). Desta maneira, a interação do esquema de monitoramento com a fonte de informação é base para uma estrutura eficiente e lógica dos programas de monitoramento florestal a nível municipal.

3.3. APLICAÇÕES E TEORIA DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL

THOFERN⁹¹, em pesquisa realizada com vegetação natural próxima a Gravataí - RS, efetuou um processo de matematização das freqüências das áreas florestais por tamanho, estabelecendo como referência unidades de área de 100 hectares e determinando parâmetros de distribuição espacial, como o centro de gravidade. Entretanto, a dispersão destas áreas na região não foi estudada, mas a partir dos resultados o autor concluiu que o método é válido, pois permitiu localizar analiticamente áreas de maior concentração florestal e, assim, fornecer subsídios

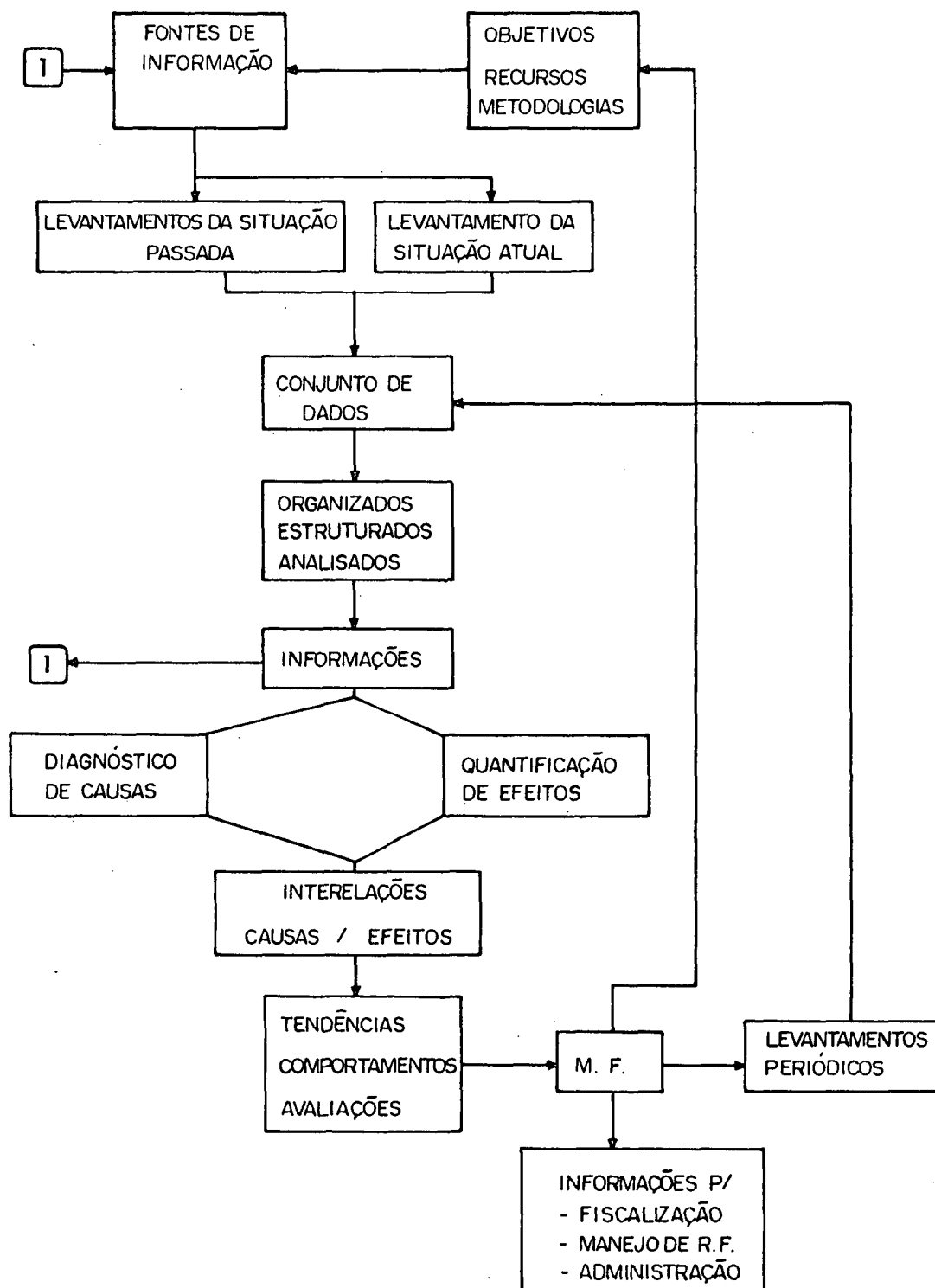


FIGURA 3. Concepção teórica das fases do monitoramento florestal.

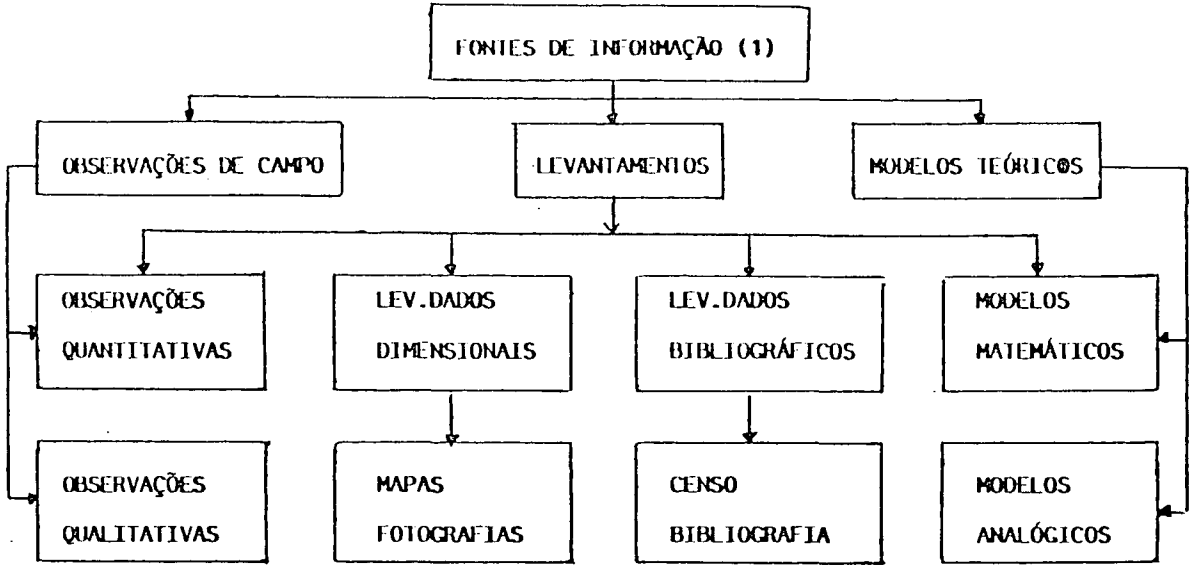


FIGURA 4. Fluxograma de fontes de informação espacial.

FONTE: HAGGET et alii³².

aos planejamentos de exploração e reflorestamento.

CIAF¹⁶ cita que os levantamentos florestais compreendem uma série de atividades muito variadas, em cujos aspectos descritivos consideram-se os tipos florestais, sua quantificação e a sua distribuição espacial em uma região.

GERARDI & SILVA²⁸ dizem que a aplicação de estudos de distribuição espacial são úteis para a avaliação de dispersão ou concentração de áreas florestais.

GERARDI & SILVA²⁸ salientam que, em estudos de distribuição espacial de fenômenos geográficos, a dimensão espacial é utilizada somente para efeito de representação dos resultados obtidos. A este respeito comentam os autores que, muitas vezes, a localização de um dado evento tem importância fundamental na sua explicação e que a dimensão espacial deste evento pode ser estudada a partir de seu centro, variabilidade ou dispersão e, ainda, que a forma comum da representação espacial de qualquer fenômeno geográfico é o mapa.

A formulação analítica da distribuição espacial é aqui apresentada no sentido de fornecer subsídios à sua aplicabilidade em estudos de monitoramento florestal. Assim sendo, o estudo analítico da distribuição espacial e a determinação de seus parâmetros é fundamentado em teorias da mecânica que consideram as relações de massa e espaço.

Com estes princípios físicos são determinados os principais parâmetros de uma distribuição espacial aplicada aos estudos de monitoramento florestal.

Considerando-se que as áreas florestais de uma região geográfica estão localizados sobre uma superfície que, por sua vez, está referenciada a um sistema qualquer de coordenadas

X e Y, pode-se dizer que o momento de um conjunto de áreas em torno de qualquer um dos eixos é o somatório das distâncias do centro de gravidade de cada área componente ao referido eixo (vide HUDSON³⁹). Assim:

$$M_x = \sum x.A$$

$$M_y = \sum y.A$$

onde:

M_x = momento estático em torno do eixo X e

M_y = momento estático em torno do eixo Y,

sendo que estes momentos representam as expressões das integrais:

$$M_x = \int x.d^A$$

$$M_y = \int y.d^A$$

onde:

d^A = área componente (elemento de superfície).

NASH⁶⁵ define momento estático de um elemento de superfície, em relação a um eixo situado no mesmo plano que a superfície considerada, como sendo o produto da área do elemento pela sua distância ao eixo dado e que este momento estático é a integral dos momentos estáticos de todos os elementos de superfície contidos em uma superfície finita.

Este momento do conjunto de áreas pode ser expresso, também, pela distância do centro de gravidade do conjunto de áreas do eixo X ou Y.

Em relação a este centro de gravidade mencionado, pode-se dizer que o mesmo é o ponto pelo qual passa a resultante das áreas componentes, qualquer que seja a posição dada ao conjunto de áreas. De acordo com SINGER⁸³, a localização analítica

do centro de gravidade é alcançada simplesmente pela aplicação da teoria dos momentos, ou seja, o momento da resultante é igual à soma dos momentos de suas componentes. Segundo NASH⁶⁵, o centro de gravidade de uma superfície é o ponto por onde passam todas as retas do plano de superfície, em relação às quais é nulo o momento estático. Assim:

$$X_0 = \frac{\sum(A \cdot x)}{\sum A}$$

$$Y_0 = \frac{\sum(A \cdot y)}{\sum A}$$

onde:

X_0, Y_0 = distâncias do centro de gravidade (CG) de um conjunto de áreas a cada um dos eixos coordenados;

$\sum A$ = soma das áreas componentes;

$\sum(A \cdot x)$ = soma algébrica dos momentos das áreas em relação a X.

Com a determinação do centro de gravidade tem-se o parâmetro de posição da distribuição espacial, em torno do qual gravitam as áreas componentes.

Este centro de gravidade divide o número de áreas florestais em partes iguais, tanto à esquerda quanto à direita, em posição superior ou inferior à localização do centro de gravidade.

A partir da teoria dos momentos de inércia de área plana, pode-se analisar e definir os parâmetros de dispersão das áreas florestais em relação ao centro de gravidade.

Assim, tendo-se estabelecido a localização do centro de gravidade de um conjunto de áreas, pode-se dizer que o momento

de inércia deste conjunto em relação ao seu centro de gravidade é a soma dos produtos das áreas componentes pelo quadrado de suas distâncias aos eixos do centro de gravidade (vide HUDSON³⁹), ou seja:

$$I_x = \sum A \cdot x^2$$

$$I_y = \sum A \cdot y^2$$

Verifica-se que esta expressão do momento de inércia (I_x , I_y) conduz ao cálculo integral, onde se considera cada área componente do conjunto como sendo uma área elementar (d^A). Então:

$$I_y = \int y^2 \cdot d^A$$

$$I_x = \int x^2 \cdot d^A$$

Em relação à dispersão destas áreas em torno do centro de gravidade, sabe-se que, com o conhecimento do momento de inércia do conjunto de áreas, pode-se definir uma variância espacial que consiste em uma relação entre o momento de inércia e o somatório das áreas componentes e isto é fundamentado na expressão do raio de giração de um conjunto de áreas em relação a um eixo em torno do qual momento de inércia é conhecido.

$$R_x^2 = \frac{I_x}{\sum A}$$

$$R_y^2 = \frac{I_y}{\sum A}$$

onde:

R_x^2 , R_y^2 = raio de giração em X e em Y;

I_x , I_y = momentos de inércia em torno de X e Y;

$\sum A$ = soma das áreas componentes.

Com estes elementos de variância espacial pode-se, então, analisar analiticamente a dispersão das áreas florestais em um município ou região considerada.

Estes aspectos até aqui analisados foram aplicados isoladamente para cada um dos eixos, mas no estudo da distribuição espacial é necessário referenciar os parâmetros em relação aos eixos X e Y simultaneamente.

Neste sentido, o momento de inércia em relação a X e Y é obtido através do teorema de Pitágoras (vide HUDSON³⁹), ou seja:

$$I^2_{xy} = I^2_x + I^2_y.$$

De acordo com SINGER⁸³, o mesmo sentido pode ser determinado a partir do momento de inércia polar, que consiste no momento de inércia em relação a um eixo perpendicular ao plano da área e é igual à soma dos produtos das áreas componentes pelo quadrado de suas distâncias ao eixo, ou seja:

$$I^2_r = I^2_{xy} = \sum A.r^2$$

ou expresso pela integral:

$$I^2_r = \int r^2 . d^A.$$

Com o momento de inércia polar, que é o momento de inércia das áreas em relação aos dois eixos tomados conjuntamente, é possível determinar a variância, ou o raio de dispersão, de maneira análoga ao apresentado anteriormente.

3.4. DISTRIBUIÇÕES DE FREQUÊNCIAS APLICADAS A ESTUDOS FLORESTAIS

Com referência a estudos de distribuição de frequências no campo florestal, inúmeros estudos têm sido realizados por diversos pesquisadores, demonstrando a sua utilidade e aplicação na ciência florestal. Estes estudos normalmente referem-se a distribuições de frequências de espécies por classes diamétricas. Em relação a estudos de distribuição de cobertura florestal por classe de tamanho de área não se observa a realização dos mesmos.

De uma maneira geral, constata-se pela literatura especializada (HILIER & LIEBERMAN³⁵, LOESTCH et alii⁵⁶ e SPIEGEL⁸⁶, entre outros) que as distribuições de frequências contínuas mais utilizadas são: a Distribuição Normal, Distribuição Exponencial, Distribuição Gama e Distribuição Beta.

3.5. ESTUDOS DE ASSOCIAÇÃO ENTRE VARIÁVEIS QUALITATIVAS BINÁRIAS

SPIEGEL⁸⁶ diz que as frequências esperadas em uma tabela de contingência são calculadas com base em alguma hipótese estabelecida de acordo com as regras da probabilidade e a investigação da concordância entre a frequência observada e a esperada deve ser realizada pelo teste do qui-quadrado. Neste caso, uma hipótese comumente adotada na aplicação das tabelas de contingência é que duas variáveis ou classificações são independentes ou associadas.

GOMES³¹, ao comentar tabelas de contingência na verificação de diferenças significativas entre variáveis discretas, apresenta o teste do qui-quadrado para a avaliação da associação entre as mesmas.

THOFERN⁹⁰ exemplifica a utilização do teste do qui-quadrado em estudo da distribuição da vegetação, onde compara o espaço atual dos objetos com um espaço regular, sendo que os valores observados podem ser comparados com valores esperados à um nível de significância requerido.

ANDERBERG³ diz que as tabelas de contingência (2x2) têm recebido com frequência muita atenção na literatura estatística, nos casos em que as variáveis podem ser expressas por valores dicotômicos, como presença e ausência de uma variável em uma sequência de observações. Apresenta, ainda, medidas de associação entre estas variáveis, baseadas na distribuição do qui-quadrado. COLE¹⁸ também comenta o emprego do teste do qui-quadrado para saber se há correlação entre duas ou mais variáveis binárias, salientando que a medida do grau de associação deve ser feita pelo coeficiente de correlação.

HOLLANDER & WOLFE³⁷, discorrendo sobre o problema de independência entre variáveis, dizem que as medidas de associação, quando há dependência entre as variáveis, são diferentes de zero.

COSTA NETO²⁰ comenta que medidas de associação entre variáveis qualitativas de características bivariadas podem ser obtidas por testes não paramétricos, como o qui-quadrado na verificação de independência entre variáveis, a partir de tabelas de contingência.

3.6. APLICAÇÃO DE MÉTODOS E PROCESSOS DE AMOSTRAGEM NA QUANTIFICAÇÃO DE COBERTURA FLORESTAL

YULE & KENDALL⁹⁶ e COCHRAM¹⁷ dizem que informações do uso das terras podem ser obtidas mediante um levantamento estatístico por técnicas de amostragem adequadas.

THOFERN⁹⁰ sugere a teoria da amostragem como uma das aplicações relevantes da estatística às situações geográficas em casos de necessidade de um grande número de dados para se estudar de um determinado fenômeno.

FAO²³ comenta que, a partir do rápido desenvolvimento das técnicas de sensoriamento remoto e o crescente interesse no Monitoramento da Cobertura Florestal, espera-se que os estudos de monitoramento à nível local e à nível nacional tenham amplo desenvolvimento. A teoria da amostragem fornece, neste caso, uma série de técnicas úteis e eficientes quando utilizadas cuidadosamente.

De acordo com FAO²³, existem várias maneiras de se medir superfícies de áreas florestais em mapas e fotografias aéreas, entre as quais situam-se os métodos baseados em técnicas de amostragem, considerando-se, ainda, a praticidade destes métodos. A publicação cita ainda os principais métodos adotados para este fim, como: amostragem sistemática por grade de pontos e a amostragem por meio de transectos.

GERARDI & SILVA²⁸ dizem que a amostragem espacial pode ser tanto utilizada para selecionar pontos no espaço como, também, para o levantamento de informações sobre documentos cartográficos (mapas, fotografias aéreas, fotografias orbitais, etc.), cujas unidades amostrais da amostragem espacial são

pontos, transectos e áreas. Com relação a estes métodos de amostragem, salienta-se sua aplicação nos estudos e pesquisas de recursos naturais.

Em relação ao monitoramento florestal, FAO²³ diz que a base estatística para tais estudos pode ser a análise de regressão, a partir de um levantamento inicial completo. E estimativas de cobertura florestal em épocas posteriores podem ser conseguidas por levantamentos parciais utilizando-se então dos processos de regressão.

Publicação do ITC-DELFT⁴⁹ comenta e exemplifica que estimativas de áreas podem ser realizadas por meio de uma amostragem sistemática.

SANCHEZ & SANTOS⁷⁹ consideram a amostragem sistemática por grade de pontos como sendo uma técnica de regionalização, que tem sido empregada com sucesso em levantamentos de dados sobre imagens orbitais e aerofotos. A amostragem por pontos é uma amostragem de caracteres qualitativos que vai permitir a quantificação do fenômeno pesquisa e ainda permitindo o cálculo do erro relativo de amostragem, sendo que SERRA FILHO⁸¹ comenta que, para levantamentos a nível regional, cujo objetivo é o de quantificar a área de diferentes tipos florestais sem considerar a localização e a distribuição dos mesmos, pode-se utilizar o método da amostragem sistemática.

GIOTTO³⁶ estudou e recomendou a aplicação do método da amostragem sistemática por pontos para a obtenção de dados de uso da terra, quando o levantamento fosse a nível de reconhecimento.

Aplicações do método da amostragem sistemática sobre produtos de sensoriamento remoto, no sentido de obter dados de

cobertura de elementos de uso da terra, e em especial os florestais, foram desenvolvidos por: INSTITUTO FLORESTAL-SP⁴⁷, CETEC¹⁵, INSTITUTO BRASILEIRO DO CAFÉ⁴¹, PLANALSUCAR⁷³, LUND & KNIESEL⁵⁷, IBDF/UFSM⁴³.

FRAYER & FURNIVAL²⁴ utilizaram o processo de amostragem por repetição parcial para realizar estimativa de mudanças de áreas florestais, salientando que este processo é utilizado para a estimativa de parâmetros de uso da terra.

KINASHI & CHYO⁵⁵ referem-se a um método de monitoramento florestal por meio de medidas densitométricas em fotografias aéreas, citando ainda que as mudanças entre duas ocasiões podem ser estimadas por amostragem sucessivas, tais como a repetição parcial.

HAZZARD³³ apresenta o processo de repetição parcial como eficiente para a estimativa da proporção florestal em duas ocasiões sucessivas.

CAPPELLETTI et alii¹⁰ realizaram a estimativa da área ocupada por cana-de-açúcar na região de Piracicaba - SP, utilizando-se de dados de fotografias aéreas e imagens LANDSAT, empregando o processo de dupla amostragem.

ALMEIDA², no monitoramento da cobertura florestal do município de Frederico Westphalen - RS, adotou o método da grade de pontos, em um processo de repetição total.

Referências sobre a teoria e aplicações dos processos de amostragem em múltiplas ocasiões podem ser encontradas em WARE & CUNIA⁹⁴ e PELLICO NETTO⁶⁹.

4. MATERIAL E MÉTODOS

4.1. CARACTERIZAÇÃO GERAL DA ÁREA

4.1.1. *Localização*

O município escolhido para desenvolver estudos de distribuição espacial e de frequências das áreas florestais e a evolução de elementos de uso da terra, com o fim de subsidiar um sistema de monitoramento à nível municipal, foi o município de Ibirubá, situado na região fisiográfica do Planalto Médio do Estado do Rio Grande do Sul.

A região em estudo está compreendida entre as seguintes coordenadas geográficas: de 53°01' W a 53°34' W de longitude e de 28°27' S a 28°00' S de latitude, com uma superfície de 778,55 km². A localização do município na superfície do estado é mostrada na Figura 5.

4.1.2. *Clima*

O clima é subtropical e, de acordo com MORENO⁶⁴, na região o tipo climático predominante é o tipo Cfa 1 da classificação de Köppen, com temperatura média de 17,5°C e precipitação média anual de 1.750 a 1.800 mm. Com relação à precipitação, INCRA⁴⁸ diz que as chuvas na região têm distribuição

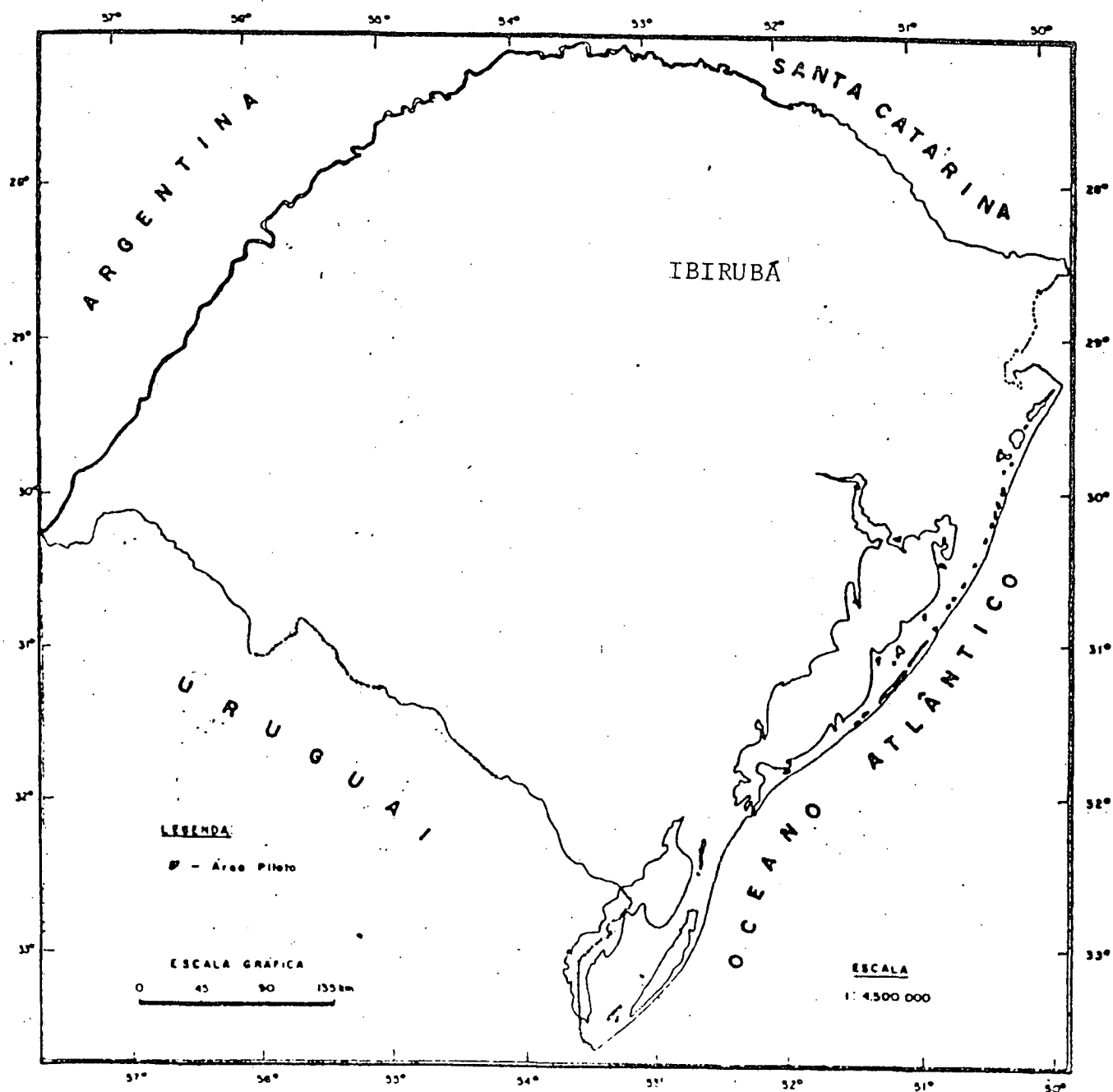


FIGURA 5. Mapa de localização do município de Ibirubá no Estado do Rio Grande do Sul.

equilibrada em todos os meses do ano, não apresentando problemas de secas prolongadas e podendo ocorrer chuvas torrenciais de até 170 mm/dia.

4.1.3. *Características Edáficas, Geomorfológicas e Capacidade de Uso do Solo*

Os solos do município se enquadram, em sua maioria, na unidade de mapeamento Erechim (Latossolo roxo distrófico - Haplorthox, Rhodic Ferrasols), ocorrendo solos das unidades Passo Fundo (Latossolo vermelho distrófico - Haplorthox, Rhodic Ferrasols), Cruz Alta (Latossolo vermelho escuro distrófico - Haplorthox Orthic Ferrasols) e Ciríaco Charrua (Brunizem avermelhado - Argiudoll, Luvic Phagozens), segundo INCRA⁴⁸.

A geomorfologia do município é, de acordo com INCRA⁴⁸, caracterizada na maior parte da superfície por terrenos ondulados, ocorrendo, entretanto, declividades mais fortes, notadamente nos vales dos Rios Jacuí e Jacuí Mirim. Os declives são variáveis de 5 a 15%, podendo ocorrer declives mais suaves.

Quanto ao aspecto de capacidade de uso da terra, verifica-se que as unidades Erechim e Passo Fundo demonstram um potencial de boas condições para o desenvolvimento de uma agricultura racional. Os solos Cruz Alta e Ciríaco Charrua têm limitações quanto ao uso agrícola; entretanto, com a aceleração do processo de erosão pelo uso intenso dos solos, as capacidades produtivas de tais solos estão praticamente esgotadas, necessitando de práticas conservacionistas eficientes para recuperar o "status" anterior, entre as quais o reflorestamento

em áreas mais degradadas e proibição de atividade agrícola em áreas não propícias por aptidão natural.

4.1.4. Tipos Florestais

Os tipos florestais ocorrentes no município de Ibirubá, segundo classificação de SILVA⁸⁴ a partir de uma chave de fotointerpretação florestal, são:

1 - Floresta nativa fechada: formação florestal de grande porte e que, apesar da exploração, ainda conservam alta densidade de copas. São formações florestais remanescentes da floresta subtropical pluvial;

2 - Reflorestamento: são as florestas plantadas, em sua maioria povoamentos de *Eucalyptus* sp.;

3 - Floresta nativa aberta: são as matas com a estrutura alterada por intensa exploração florestal, que pertencem à floresta pluvial subtropical;

4 - Capoeira: são áreas de vegetação de porte arbustivo, sucedâneas das formações florestais de grande porte;

5- Matas ciliares: vegetação arbustiva e/ou arbórea em margens de rios.

Estes tipos florestais podem ser identificados e classificados por uma Chave de Interpretação, aplicada sobre fotografias aéreas na escala até 1:60.000, sendo que SILVA⁸⁴ a apresenta de forma clara e objetiva.

4.2. MATERIAL

4.2.1. *Material Cartográfico*

Para o desenvolvimento da presente pesquisa foram utilizados os seguintes materiais cartográficos:

- fotografias aéreas de 1956 - escala 1:30.000;
- fotografias aéreas de 1965 - escala 1:60.000;
- fotografias aéreas de 1975 - escala 1:20.000;
- imagens orbitais TM 3 e 4 do LANDSAT 5, de 1985, em escala 1:250.000;
- imagem orbital RBV do LANDSAT 3 - escala aproximada 1:100.000;
- imagem orbital MSS do LANDSAT 4 - escala aproximada 1:250.000;
- cartas topográficas da D.S.G. - M.E. - escala 1:50.000;
- mapas aerofotogramétricos da cobertura florestal do município de Ibirubá, dos períodos de 1956, 1965 e 1975 - escala 1:100.000.

4.2.2. *Material de Interpretação, Cálculo, Processamento e Documentação*

Para os trabalhos de fotointerpretação foram necessários estereoscópio de espelho, mesa de luz e material de apoio. A medição das áreas florestais interpretadas sobre fotografias aéreas e imagens orbitais foi efetuada por meio de papel milimetrado.

A transferência de elementos interpretados para mapas bases foi efetuada mediante o emprego do pantógrafo ótico Map-O-Graph.

O processamento dos dados para os estudos de distribuições espaciais, distribuições de frequência e demais cálculos de natureza estatística foi feito através de "software" específico desenvolvido em linguagem Basic para um micro-computador TK-2000 com 64 Kbytes de memória.

4.3. CARTAS FLORESTAIS E DADOS REFERENTES À SITUAÇÃO FLORESTAL DO MUNICÍPIO DE IBIRUBÁ NOS ANOS DE 1956, 1965 E 1975

Os estudos e análises da distribuição espacial de cada tipo florestal nos períodos de 1956, 1965 e 1975, conjuntamente com a distribuição espacial das alterações entre estes períodos, foram realizados a partir dos levantamentos de cobertura florestal efetuados por SILVA⁸⁴, utilizando-se as cartas florestais elaboradas como elementos de referência. As referidas cartas encontram-se nos Anexos 1, 2 e 3.

Estas cartas do município, com a respectiva classificação dos tipos florestais, permitiram a subdivisão da área municipal em módulos de 100 ha, nos quais foram realizados os estudos citados.

A aplicação de métodos e processos de amostragem para a quantificação de áreas florestais em múltiplas ocasiões teve a sua análise de precisão estudada em relação aos dados reais de cobertura florestal dos períodos considerados.

A Tabela 2 apresenta a superfície de cada tipo florestal nas três ocasiões e identificados como segue: 1 - Mata nativa fechada; 2 - Reflorestamento; 3 - Capoeira; 4 - Mata nativa aberta; 5 - Mata ciliar.

TABELA 2. Áreas dos tipos florestais em cada período.

Ano	Tipos Florestais (ha)					Total (ha)
	1	2	3	4	5	
1956	12.257,9	22,9	1.277,3	838,9	774,7	15.121,8
1965	10.017,9	32,9	658,3	477,3	579,4	11.765,9
1975	5.425,3	140,1	567,3	946,0	714,2	7.792,9

4.4. MAPEAMENTO DA COBERTURA FLORESTAL

Como a última informação referente à cobertura florestal do município de Ibirubá é de 1975, procedeu-se, no presente trabalho, um levantamento da atual situação florestal do município empregando imagens TM 3 e 4 do LANDSAT 5 obtidas em 19 de março de 1985, apoiado ainda pelas imagens RBV e MSS recentes.

A sistemática de mapeamento foi efetuada por uma interpretação visual, após a delimitação da área municipal nas imagens. A interpretação visual da vegetação seguiu os processos propostos por INSTITUTO DE PESQUISAS ESPACIAIS⁴⁵, considerando-se os seguintes elementos passíveis de serem analisados sobre imagens orbitais: tonalidade, textura, forma, localização e dimensões.

As formações florestais possíveis de identificação pelo processo de interpretação sobre as imagens orbitais foram analisadas através de três processos: (a) por comparação com as cartas florestais dos anos anteriores, nos quais as formações estão classificadas, (b) emprego de aerofotogramas e (c) por viagens ao campo.

Posteriormente, procedeu-se a compilação da carta florestal de 1985 com a transferência para um mapa base, o qual foi originado a partir da interpretação da imagem RBV na escala corrigida de 1:101.543 (correção efetuada por GIOTTO³⁰ em 1979) e sobre este mapa lançou-se os temas resultantes da interpretação visual das imagens TM nos canais 3 e 4 e MSS no canal 5.

Esta compilação originou uma carta florestal a nível de reconhecimento, sendo que a escala de publicação, segundo ROCHA⁷⁶, é compatível aos levantamentos efetuados a este nível.

4.5. DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL

4.5.1. *Cálculo de Parâmetros*

4.5.1.1. *Centro de Gravidade*

De acordo com GERARDI & SILVA²⁸, centro médio, ou centro de gravidade, de uma distribuição espacial de pontos tem conotação semelhante à média univariada, podendo ser definido como o ponto do plano que minimiza a soma das distâncias quadráticas a todos os outros pontos do plano.

Este aspecto refere-se à distribuição espacial de pontos; entretanto, considerou-se neste trabalho uma distribuição de áreas em um espaço pré-definido. Neste caso atribuiu-se aos pontos um valor correspondente ao percentual de cobertura florestal, de uma unidade de 100 ha, definindo, assim, uma distribuição espacial de pontos ponderados com o respectivo percentual de cobertura florestal.

As expressões para o cálculo das coordenadas do centro de gravidade da distribuição espacial de cada tipo florestal, na área do município de Ibirubá, são aquelas demonstradas analiticamente quando se apresenta a teoria da distribuição espacial. O sistema de eixos para referenciar a área de trabalho foi o da projeção UTM (Universal Transversa of Mercator).

4.5.1.2. *Raio de Dispersão*

O conhecimento do centro de gravidade de uma distribuição espacial transmite, por si só, pouca informação, sendo necessário que se tenha o conhecimento do comportamento do conjunto de áreas que gravitam em torno deste centro, inferindo se as mesmas tendem à concentração ou à dispersão na superfície do espaço de referência.

O raio de dispersão, de maneira análoga ao centro de gravidade, também tem relação com o desvio padrão da estatística univariada. Este raio é obtido a partir da variação do conjunto de dados em relação aos dois eixos tomados isoladamente. Assim, como o desvio padrão unidimensional é definido pelas suas distâncias quadráticas de cada elemento do conjunto em relação à sua média, também o raio de dispersão tem a mesma fundamentação.

O raio de dispersão é calculado a partir das expressões demonstradas na teoria da distribuição espacial; no caso presente, entretanto, adotou-se uma expressão simplificada, ou seja:

$$RD = \sqrt{\frac{\sum A \cdot (X_i - X_0)^2 + \sum A \cdot (Y_i - Y_0)^2}{\sum A}}$$

onde:

RD = raio de dispersão;

$\sum A$ = somatório das áreas;

X_i = distância da área florestal ao eixo Y, medida sobre X;

Y_i = distância da área florestal "i" ao eixo X, medida sobre Y;

X_0, Y_0 = valores referentes às coordenadas do centro de gravidade.

4.5.1.3. Dispersão Relativa

Com o objetivo de se efetuar comparações entre duas ou mais distribuições espaciais de pontos ponderados pela sua área como neste caso, procedeu-se a determinação de um índice que possibilitasse a realização destas comparações a fim de avaliar as modificações de natureza temporal no fenômeno pesquisado.

Este índice de dispersão relativa é quantificado a partir da seguinte expressão:

$$ID = \frac{AC}{At}$$

onde:

ID = índice de dispersão;

AC = área do círculo definido pelo raio de dispersão;

AR = área de referência.

O valor do índice varia de 0 a 1, sendo que 0 indica a concentração e 1, a dispersão total das áreas na superfície de referência.

4.5.2. *Distribuição Espacial das Coberturas Florestais*

Os estudos de centro de gravidade, raio de dispersão e índice de dispersão relativa foram conduzidos nas seguintes épocas: 1956, 1965, 1975 e 1985, para a distribuição espacial dos percentuais de cobertura florestal por unidade de 100 ha.

A escolha da unidade de 100 ha foi fundamentada em THO-FERN⁹¹, que realizou estudo semelhante utilizando estas unidades de 1,0 km². Portanto, realizou-se para cada período o levantamento das seguintes distribuições espaciais, com o respectivo cálculo e análise de seus parâmetros:

- 1 - distribuição espacial da cobertura florestal/100 ha
Tipo 1 em 1956, 1965 e 1975;
- 2 - distribuição espacial da cobertura florestal/100 ha
Tipo 2 em 1956, 1965 e 1975;
- 3 - distribuição espacial da cobertura florestal/100 ha
Tipo 3 em 1956, 1965 e 1975;
- 4 - distribuição espacial da cobertura florestal/100 ha
Tipo 4 em 1956, 1965 e 1975;
- 5 - distribuição espacial da cobertura florestal/100 ha
Tipo 5 em 1956, 1965 e 1975;

- 6 - distribuição espacial da cobertura florestal/100 ha constituída por todos os tipos florestais em 1956, 1965, 1975 e 1985.

Considerando os quatro períodos, foram realizadas 19 análises de distribuição espacial que permitiram avaliar quantitativamente a dispersão das florestas e as suas modificações espaciais no decorrer do tempo em razão do desmatamento e da reposição florestal e, ainda, da evolução de um tipo florestal para outro.

4.5.3. Estudo das Alterações

Com a quantificação por unidade de área do percentual de cobertura florestal de cada tipo, em cada período, procedeu-se o cálculo da alteração na cobertura florestal por tipo florestal entre dois levantamentos consecutivos, efetuando, portanto, o levantamento da distribuição espacial das alterações negativas (desmatamentos e modificações do tipo florestal) entre as épocas dos mapeamentos. Assim, foram realizados os seguintes estudos referentes ao desmatamento por unidade de área:

- 1 - distribuição espacial do desmatamento entre 1956 e 1965;
- 2 - distribuição espacial do desmatamento entre 1965 e 1975;
- 3 - distribuição espacial do desmatamento entre 1975 e 1985;
- 4 - distribuição espacial do desmatamento do tipo florestal 1 entre 1965/1956 e 1975/1965;
- 5 - distribuição espacial do desmatamento do tipo flo-

restal 3 entre 1965/1956 e 1975/1965;

6 - distribuição espacial do desmatamento do tipo florestal 4 entre 1965/1956 e 1975/1965;

7 - distribuição espacial do desmatamento do tipo florestal 5 entre 1965/1956 e 1975/1965.

No total, foram efetuados 11 estudos de distribuição espacial de alterações na cobertura florestal por unidade de área (100 ha), sendo que estas análises permitiram quantificar a evolução da situação florestal do município de Ibirubá em um período de aproximadamente 30 anos, definindo qual o tipo florestal que sofreu maior alteração espacial, além de possibilitar o zoneamento de áreas nas quais o desmatamento se fez mais intenso nestes 30 anos.

4.6. DISTRIBUIÇÃO DE FREQUÊNCIAS DA COBERTURA FLORESTAL

Os povoamentos florestais, dispersos na superfície do município de Ibirubá, apresentam diferentes tamanhos, sendo a frequência de povoamentos por classe de tamanho de área diferente entre si, em razão do desmatamento e da reposição florestal.

Originalmente, a área florestal consistia em grandes matos; porém, em função das causas citadas, foram se fragmentando em diversos povoamentos de áreas menores e de diferentes características. Assim, a exploração da floresta do tipo 1 originou o tipo 4, a regeneração florestal em áreas abandonadas pela agricultura caracterizou o tipo 3 e o reflorestamento com essências exóticas deu origem ao tipo 2 (vide SILVA⁸⁴).

Desta ação de fragmentação e origem dos diferentes tipos que caracterizam as atuais formações florestais, estabeleceu-se a situação espacial e dimensional dos povoamentos nos períodos em estudo.

Formulou-se, portanto, a hipótese de aceitação (H_0), que consiste em afirmar que nos anos de 1956, 1965, 1975 e 1985 a população de percentuais de cobertura florestal por unidade de área apresenta uma distribuição de frequência contínua por classe de tamanho de área, ajustando-se a uma distribuição teórica. Esta hipótese é abrangente à divisão das florestas por tipo florestal. A hipótese de rejeição (H_1) é a de que a população de percentuais de cobertura florestal não se apresenta distribuída por classe de tamanho de área segundo um modelo teórico.

Deve-se salientar que estes estudos de distribuição de frequências por classe de tamanho de área são praticamente inexistentes, em razão de suas peculiaridades e, provavelmente, devido ao estreito caráter local e temporal que porventura venham a ter. É inegável, entretanto, a importância do seu estudo, pois permite verificar uma tendência que é imposta pela fragmentação dos povoamentos e alicerçar os estudos de amostragem para quantificação de áreas florestais no futuro, bem como possibilitar o estudo das modificações da cobertura florestal em cada classe no decurso do tempo.

4.6.1. Cálculo de Freqüências Teóricas por Distribuições Contínuas

4.6.1.1. Número de Classes

Os povoamentos florestais foram agrupados em classes de percentuais de cobertura florestal em unidades de 100 ha.

FONSECA & MARTINS²⁵, referindo-se a estudos de distribuição de freqüências por classe, citam que não há fórmula que permita a determinação exata do número de classes. Salientam, entretanto, que este número de classes pode ser obtido por tentativas e aproximações, apresentando neste caso a fórmula de Sturges como primeira aproximação. SILVA⁸⁵ apresenta também esta fórmula para a determinação de classes em estudos de natureza florestal. Assim, em primeira aproximação foi empregada a fórmula de Sturges para definir o número de classes:

$$K = 1 + 3,22 \log n$$

onde:

K = número de classes;

n = número de parcelas de 100 ha em que foi dividida a área do município.

O intervalo de classe, segundo FONSECA & MARTINS²⁵, é obtido a partir da amplitude dos dados e do número de classes usando-se a seguinte expressão:

$$H = \frac{R}{K}$$

onde:

R = amplitude ($X_{\text{máx}} - X_{\text{mín}}$).

Considerando no caso das parcelas, a amplitude é de 0,1 a 100% e com 10 classes define-se um intervalo de 10%.

Em princípio considerou-se 10 classes com intervalos de 10 ha ou 10%. Entretanto, este número de classes e conseqüente intervalo foram em alguns casos modificados, em função da natureza dos dados, a partir da realização de testes com o objetivo de estudar a correlação existente entre o tamanho da classe com a respectiva freqüência observada e o intervalo de classe que apresentasse maior correlação entre o tamanho de classe e a freqüência foi o adotado para realizar os estudos que são descritos a seguir.

A significância do coeficiente de correlação foi medida de acordo com SPIEGEL⁸⁶, através da aplicação do teste "t" bilateral, ou seja:

$$t = \frac{r}{\sqrt{1 - r^2}} \cdot \sqrt{N - 2}$$

onde:

t = valor calculado para o teste;

r = coeficiente de correlação;

N = número de pares de X e Y;

N - 2 = número de graus de liberdade para uso na tabela do t.

Se o valor de t calculado for maior que o valor tabelado, isto indica que a correlação entre a classe de percentual de cobertura florestal e a freqüência é significativa.

Definido o número de classes com a respectiva amplitude, procedeu-se o teste de ajuste à distribuição Beta, que é uma distribuição contínua altamente flexível.

4.6.1.2. Distribuição Beta

Esta é uma das distribuições mais flexíveis, pois se ajusta a uma série de formas de distribuição de dados contínuos.

Sua função de densidade, quando $0 \leq X \leq 1$, é dada por HILLIER & LIEBERMAN³⁵ como:

$$f(x) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha) \Gamma(\beta)} \cdot x^{\alpha-1} \cdot (1-x)^{\beta-1}$$

onde:

$f(x)$ = frequência esperada;

$\Gamma(\alpha + \beta)$ = função gama de alfa mais beta;

$\Gamma(\alpha)$ = função gama de alfa;

$\Gamma(\beta)$ = função gama de beta;

α, β = parâmetros da distribuição (alfa e beta),

sendo que a média e a variância da distribuição são dadas por:

$$\mu = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \quad (\text{média})$$

$$S^2 = \frac{\alpha \cdot \beta}{(\alpha + \beta)^2 (\alpha + \beta + 1)} \quad (\text{variância})$$

O cálculo das frequências esperadas foi feito através de um programa em linguagem Basic, cujo algoritmo de resolução foi desenvolvido por ZOHERER⁹⁵.

4.6.1.3. Ajuste das Frequências Observadas

Calculadas as frequências esperadas pela distribuição beta, realizou-se um teste de aderência dos dados observados

aos esperados fornecidos pela função teórica.

Neste caso, a aderência do ajustamento é verificada através do teste do qui-quadrado, ou seja:

$$\chi^2 = \frac{(E - O)^2}{E}$$

onde:

E = freqüência esperada, estimada pela função de distribuição;

O = freqüência observada.

O nível de significância do qui-quadrado é o valor crítico a 0,05% com $(n - 1)$ graus de liberdade. Este valor é obtido em tabela de distribuição do qui-quadrado. Se com as freqüências esperadas calculadas com base na hipótese da nulidade o valor do qui-quadrado for maior que o valor crítico a 0,05%, prevalece a hipótese alternativa. Se o qui-quadrado calculado for menor que o valor crítico, aceita-se a hipótese da nulidade com a conclusão de que as freqüências esperadas não diferem significativamente do modelo teórico.

4.6.2. *Expansão Polinomial da Distribuição Exponencial*

4.6.2.1. *Modelos*

Como os dados observados apresentam-se em forma decrescente, uma das distribuições de probabilidade contínua testada foi a distribuição exponencial. De acordo com PELLICO NETTO⁶⁸, esta função de freqüência é definida por um parâmetro α , sendo $f(x) = \alpha$ quando $x = 0$. Segundo HILIER & LIEBERMAN³⁵, esta

função de frequência é definida por:

$$f(x) = \alpha e^{-\alpha x} \quad \text{para } x \geq 0$$

onde:

$f(x)$ = frequência esperada para a variável aleatória;

α = parâmetro da distribuição;

x = variável aleatória.

Esta distribuição, de acordo com SPIEGEL⁸⁶, tem média $= \frac{1}{\alpha}$ e variância $= \frac{1}{\alpha^2}$.

É proposto, entretanto, que esta função seja expandida polinomialmente até o 6º grau. Tem-se, então:

$$f(x) = K \cdot e^{-\alpha x} - \beta x^2 - \gamma x^3 - \delta x^4 - \varphi x^5 - \omega x^6$$

onde:

$K, \alpha, \beta, \gamma, \delta, \varphi, \omega$ = parâmetros da distribuição.

Esta expansão é justificada pelos estudos preliminares com esta função, que demonstraram um alto grau de ajuste de frequências observadas à função, principalmente em casos em que os dados comportam-se de maneira decrescente.

PAVONI⁶⁷ utilizou esta função no 5º grau para explicar a distribuição diamétrica da floresta do Parque Florestal de Nonoai, RS, enquanto que MADRUGA⁵⁸ obteve sucesso usando-a no 5º grau para o estudo do comportamento da distribuição das propriedades rurais, por tamanho de área, no litoral do Rio Grande do Sul. Ambos os pesquisadores utilizaram esta função em sua forma logaritmizada e procederam o ajuste pelo método dos mínimos quadrados.

O comportamento probabilístico desta função deverá ser estudado, posteriormente, para verificar se a mesma continua

sendo probabilística a medida que são expandidos os termos do polinômio no expoente da distribuição.

Assim, a função foi logaritmizada originando o seguinte modelo polinomial:

$$\ln y = b_0 + b_1 \cdot X + b_2 \cdot X^2 + b_3 \cdot X^3 + \dots + b_k \cdot X^k$$

onde:

$$b_0 = \ln k;$$

$$b_1 = k (-\alpha);$$

$$b_k = k (-\omega).$$

Foram testados diferentes graus do polinômio para selecionar as equações que proporcionassem melhor ajuste.

Estas funções foram ajustadas pelo método dos mínimos quadrados, onde os coeficientes (b_0, b_1, \dots, b_n) são determinados a partir das equações normais.

A hipótese da aceitação (H_0) formulada é a de que existe correlação significativa entre a frequência e as classes de cobertura florestal, sendo a hipótese alternativa (H_1) a não existência de correlação significativa. Neste sentido foram testados diversos tamanhos de classe, adotando-se aquele que apresentasse maior correlação com a frequência observada (variável Y) para os testes de regressão, de maneira similar ao procedimento feito com o ajuste à distribuição beta.

Portanto, uma vez aceita a hipótese de nulidade (H_0), foi possível o ajuste entre as variáveis em um plano de regressão simples ou múltiplo, conforme o caso.

4.6.2.2. Eficiência dos Modelos de Regressão

A eficiência dos modelos de regressão foi avaliada a partir do erro padrão da estimativa e da análise da variância (ANOVA).

a) Erro padrão da estimativa

O erro padrão da estimativa ($S_{x.y}$), que indica o quão próximo um valor estimado está do seu valor real em média, é obtido através da seguinte expressão:

$$S_{x.y} = \sqrt{\frac{SQT - SQRE}{n - k}}$$

onde:

$S_{x.y}$ = erro padrão da estimativa;

SQT = soma dos quadrados totais;

SQRE = soma dos quadrados da regressão;

n = número de classes;

k = número de coeficientes.

b) Análise da variância aplicada às regressões

O método de análise de variância é utilizado para a análise de problemas de regressão e foi aplicado com o intuito de verificar se os modelos são significativos ou não.

A ANOVA está sumarizada na Tabela 3.

O valor crítico de F é obtido em uma tabela com (n-b-1) graus de liberdade e a um nível de significância de 95%. Se o F calculado for maior que o F tabelado, a conclusão é a de que o modelo pode ser considerado como significativo.

TABELA 3. Indicação esquemática da análise de variância.

Fonte de variação	Soma de Quadrados	Graus de Liberdade	Quadrado Médio	F
Devido à regressão	SQRE	b	SQRE/b	QME/QMRS
Resíduo	SQT - SQRE	n - b - 1	$SQR_s / (n-b-1)$	
Total	SQT	n - 1		

4.6.3. Levantamento de Distribuições de Freqüências

Os estudos de distribuições de freqüência, compreendendo os anos de 1956, 1965 e 1975 referem-se individualmente a cada tipo florestal considerado, porém em relação a 1985 o estudo foi amostral. Assim, a distribuição de freqüências dos percentuais de cobertura florestal foram os seguintes:

- 1 - distribuição de freqüência dos percentuais de cobertura/100 ha em 1956, 1965, 1975 e 1985;
- 2 - distribuição de freqüência de cobertura - tipo 1 em 1956, 1965 e 1975;
- 3 - distribuição de freqüência de cobertura - tipo 3 em 1956, 1965 e 1975;
- 4 - distribuição de freqüência de cobertura - tipo 4 em 1956, 1965 e 1975;
- 5 - distribuição de freqüência de cobertura - tipo 5 em 1956, 1965 e 1975.

4.7. ANÁLISE DA ASSOCIAÇÃO ENTRE AS ALTERAÇÕES NA COBERTURA FLORESTAL E A DECLIVIDADE

4.7.1. *Variáveis Binárias para Estudos de Associação*

No monitoramento florestal, a partir da quantificação da alteração da cobertura florestal em um período, é necessário inferir as possíveis causas que tenham proporcionado tais mudanças.

Em princípio, a causa principal na atualidade é a ocupação de áreas pela agricultura, mas pode-se questionar quais fatores teriam interagido de maneira a proporcionar o desmatamento de uma área florestal para posterior ocupação por lavouras agrícolas. Neste sentido, procurou-se verificar a associação entre as alterações na cobertura florestal por unidade de área com elementos físicos como declividade e solos. Todas as informações referentes a estas variáveis foram obtidas nas parcelas de 100 ha em que foi dividida a área municipal.

A obtenção de dados de cada variável foi realizada através da análise sobre fotografias aéreas, mapas florestais, mapas de solos da região e cartas topográficas.

As seguintes variáveis foram usadas no estudo de associação entre si:

Grupo I:

- 1 - ocorrência de desmatamento;
- 2 - ocorrência de desmatamento de floresta nativa fechada;
- 3 - ocorrência de desmatamento de capoeiras;
- 4 - ocorrência de desmatamento de floresta nativa aberta;

5 - ocorrência de desmatamento de floresta ciliar.

Grupo II:

- 6 - declividade Classe 1 (0 - 2%);
- 7 - declividade Classe 2 (2 - 8%);
- 8 - declividade Classe 3 (8 - 15%);
- 9 - declividade Classe 4 (> 15%).

4.7.2. Descrição das Variáveis Binárias e a sua Obtenção

4.7.2.1. Variáveis - Grupo I

As variáveis binárias referentes ao desmatamento, em número de cinco, foram obtidas por comparação da cobertura florestal de um período em relação a outro, em cada parcela de 100 ha. Esta comparação forneceu a primeira variável "ocorrência de desmatamento", ou seja, se no período ocorreu alteração negativa na cobertura florestal.

Igualmente, foram considerados os desmatamentos por tipo florestal (1, 3, 4, 5) e a qualificação da ocorrência de desmatamento geral e por tipo florestal, em cada parcela, foi realizada a partir da avaliação da área florestal em cada uma das unidades.

4.7.2.2. Variáveis - Grupo II

As variáveis do grupo II abrangem características físicas do município em pesquisa, sendo que no presente caso considerou-se unicamente aquelas que pela literatura especializada teriam alguma relação ou influência com o processo de

desmatamento e poderiam ser consideradas como causas.

a) Variáveis referentes à declividade

De acordo com SILVA⁸⁴, o município de Ibirubá apresenta declives entre 0 e 15%, constatando-se a existência de uma associação (não quantificada) entre o processo de desmatamento e a declividade, fato este já constatado por MORENO⁶³, que cita que o desmatamento no estado foi mais intenso em áreas de menor declividade.

A partir destas exposições, fica claro que o desmatamento está relacionado de alguma forma ao relevo topográfico, seja no aspecto limitante ou de favorecimento. Assim, dividiu-se a declividade média em quatro classes, abrangendo toda a variação de declives. Cada uma destas classes corresponde a uma variável binária. Para a obtenção dos valores de declividade de cada parcela, utilizou-se o mapa de declividades do município elaborado por SILVA⁸⁴.

b) Variáveis referentes às unidades pedológicas

Apesar de se ter previsto anteriormente, não foram realizados testes de associação entre o desmatamento e as unidades pedológicas ocorrentes no município, pelas razões que se seguem:

1- entre os fatores que definem uma unidade de solo (topografia, fertilidade natural, vegetação natural e propriedades físicas) foram realizados testes de associação do desmatamento com a declividade;

2- pela informação disponível (SILVA⁸⁴), o elemento topografia foi um dos fatores preponderantes na delimitação das unidades de solo - por exemplo: a classe de declividade 4 corresponde, em sua totalidade, à unidade Ciríaco Charrua;

3- as variações de fertilidade natural entre um solo e outro são pequenas e praticamente todas as unidades apresentam idênticas limitações ao uso agrícola, de acordo com INCRA⁴⁸;

4- a informação da unidade de solo é a nível de reconhecimento, abrangendo áreas extensas com variações locais de topografia, as quais, entretanto, são detectadas em um levantamento específico, como foi o da declividade. Assim, considerou-se que os testes de associação efetuados com a declividade seriam, por si só, representativos.

4.7.3. Métodos de Análise da Associação

A análise da associação entre as variáveis foi realizada através das tabelas de contingência para duas variáveis qualitativas, pois, de acordo com COSTA NETO²⁰, quando existem duas ou mais variáveis qualitativas a representação tabular das frequências observadas pode ser feita através de uma tabela de contingência.

No presente estudo, as hipóteses referentes à associação são:

H_0 = as variáveis são independentes;

H_1 = as variáveis não são independentes e apresentam algum grau de associação.

Os testes que foram realizados para comprovar as hipóteses de independência ou associação foram:

χ^2 = qui-quadrado;

C_7 = coeficiente de associação interespecífico;

C = coeficiente de contingência.

O teste do qui-quadrado indica se as variáveis binárias são independentes ou se existe associação entre as mesmas, enquanto que os outros dois índices fornecem medidas de associação que explicam a intensidade de dependência entre as variáveis.

O teste de associação foi feito pelo qui-quadrado, usando-se o seguinte procedimento:

$$\chi^2_v = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}} = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s \frac{O_{ij}^2}{E_{ij}} - n$$

onde:

χ^2_v = valor calculado do qui-quadrado;

r = número de linhas da tabela de contingência;

s = número de colunas da tabela de contingência;

O_{ij} = frequência observada em cada célula da tabela;

E_{ij} = frequência esperada para cada célula da tabela;

n = número total de frequências.

De acordo com COSTA NETO²⁰, as frequências esperadas em cada célula da tabela 2 x 2 são calculadas por:

$$E_{ij} = n \cdot P_{ij}$$

onde:

P_{ij} = probabilidade de ocorrer observação na célula considerada;

n = número total de observação,

ou, ainda:

$$E_{ij} = \frac{f_i \cdot f_j}{n}$$

onde:

f_i = total da linha;

f_j = total da coluna.

Como o caso da análise de associação entre as variáveis a tabela de contingência é 2 x 2, tem-se o seguinte diagrama:

a	b
c	d

onde a, b, c e d são as frequências observadas.

O teste do qui-quadrado é realizado pela expressão:

$$\chi^2_{v-1} = \frac{n \cdot (a \cdot d - b \cdot c)^2}{(a+b) \cdot (a+c) \cdot (b+d) \cdot (c+d)}$$

ANDERBERG³ cita os demais coeficientes como medidas de associação baseadas na distribuição do qui-quadrado, afirmando que o Qui-quadrado fornece o elemento para a verificação da associação, enquanto que as demais medidas informam o grau quantitativo de associação.

Em relação à comparação do qui-quadrado calculado com o valor do qui-quadrado tabelado, o número de graus de liberdade do teste do qui-quadrado é obtido por:

$$v = (r - 1) \cdot (s - 1),$$

mas como $r = 2$ e $s = 2$, nas tabelas de 2 x 2, o número de graus de liberdade (v) para a obtenção do qui-quadrado tabelado é 1 (um). Considerando-se ainda um nível de significância de 0,05, o valor do qui-quadrado é 3,84. Segundo GOMES³¹, se o valor do

qui-quadrado obtido exceder o último nível de significância, conclue-se que não há diferença significativa entre as frequências observadas e as esperadas e, conseqüentemente, há associação entre as variáveis, ou seja, prevalece, neste caso, a hipótese da associação.

Como foi referido, a associação quantitativa foi mensurada por meio de dois índices.

RATLIFF⁷⁴ apresenta um índice que fornece a magnitude de associação, denominado coeficiente de associação interespecífico.

Este índice é fundamentado na distribuição do qui-quadrado e tem duas versões: o índice de Cole (C_7) e o índice de Hulbert (C_8).

O índice de Cole avalia a relativa intensidade de associação entre duas variáveis em um intervalo de -1 a +1, enquanto que o índice de Hulbert, desenvolvido a partir de C_7 , corrige uma tendenciosidade que ocorre pela influência das frequências das variáveis, introduzindo no cálculo a expressão do qui-quadrado mínimo.

As fórmulas para calcular tanto C_7 como C_8 são as seguintes:

$$C_7 = \left| \frac{ad - bc}{ad + bc} \right| \cdot \sqrt{\frac{\chi^2_{\text{obs}}}{\chi^2_{\text{max}}}}$$

$$C_8 = \left| \frac{ad - bc}{ad + bc} \right| \cdot \sqrt{\frac{\chi^2_{\text{obs}} - \chi^2_{\text{min}}}{\chi^2_{\text{max}} - \chi^2_{\text{min}}}}$$

onde:

ad, bc = elementos da tabela de contingência;

χ^2_{obs} = qui-quadrado calculado;

χ^2_{\max} = qui-quadrado máximo;

χ^2_{\min} = qui-quadrado mínimo.

Entretanto, quando for constatado como estatisticamente significativa a associação existente entre as duas variáveis, o qui-quadrado mínimo é relativamente menor que o qui-quadrado observado e, portanto, a diferença entre o C_7 e o C_8 é mínima.

Considerando-se que a discussão do grau de associação foi feita a partir da prevalência de H_1 , adotou-se o C_7 como índice para quantificar a associação. Outro aspecto considerado é que este índice independe do tamanho da amostra ou da população, como é o caso presente.

HULBERT⁴⁰ inclusive cita que, se o objetivo for somente detectar presença ou ausência de associação entre duas variáveis, o C_8 é supérfluo e pode-se utilizar o C_7 e definir se o valor do qui-quadrado é significativo.

Portanto, de acordo com RATLIFF⁷⁴, o método para calcular C_7 a partir de tabelas 2 x 2, considera três situações:

- quando $ad > bc$, a associação é positiva;
- quando $ad < bc$, a associação é negativa;
- associação negativa, em que $a < d$ e $a > d$.

Em função destas condições, as fórmulas utilizadas para calcular C_7 foram:

- se a associação é positiva e $c > b$:

$$C_7 = \frac{ad - bc}{(a + b)(b + d)}$$

mas se $c < b$, então:

$$C_7 = \frac{ad - bc}{(a + c)(c + d)}$$

- se a associação é negativa e $a \leq d$:

$$C_7 = \frac{ad - bc}{(a + b)(a + c)}$$

mas se $a > d$, então:

$$C_7 = \frac{ad - bc}{(b + d)(c + d)}$$

SPIEGEL⁸⁶ apresenta o coeficiente de contingência como uma medida de associação entre duas variáveis dispostas em uma tabela de contingência, sendo o mesmo determinado a partir do valor do qui-quadrado, ou seja:

$$C = \left(\frac{\chi^2}{\chi^2 + n} \right)^{0,5}$$

onde:

C = coeficiente de contingência;

χ^2 = valor calculado do qui-quadrado;

n = número de observações.

Neste caso, quanto maior o valor de C , maior será o grau de associação.

4.8. QUANTIFICAÇÃO DE ÁREAS FLORESTAIS EM PERÍODOS SUCESSIVOS POR AMOSTRAGEM

4.8.1. Estudos de Amostragem Desenvolvidos

Um dos objetivos principais do monitoramento florestal é a avaliação quantitativa das áreas recobertas por florestas em uma região para que, a partir desta avaliação, se possa acompanhar a evolução do recurso monitorado em um espaço de

tempo (CARNEIRO & REIS¹⁴). De acordo com GERARDI & SILVA²⁸, esta avaliação pode ser realizada por técnicas de amostragem e PELLICO NETTO⁶⁹ diz que a repetição periódica da amostragem de uma mesma área é também conhecida como monitoramento da população.

Baseando-se em PELLICO NETTO⁶⁹, os estudos de amostragem propostos para o monitoramento florestal foram classificados de acordo com a periodicidade, a estrutura e a abordagem da população. Assim, quanto à periodicidade, as amostragens foram em múltiplas ocasiões; quanto à estrutura, os processos de amostragem foram aleatórios e sistemáticos e, quanto à abordagem da população, utilizou-se o método de pontos (aleatórios e sistemáticos) e método de transectos, apresentado por GERARDI & SILVA²⁸.

As múltiplas ocasiões em que foram conduzidos os estudos de amostragem são referentes aos anos de 1956, 1965, 1975 e 1985, datas dos levantamentos florestais efetuados no município de Ibirubá, cujos dados cartográficos referentes à cobertura florestal por tipo são disponíveis, possibilitando avaliar a eficiência de cada método de amostragem por diferentes processos.

Esta eficiência foi verificada quanto à precisão, através dos erros de amostragem e, ainda, seguindo recomendações de CARNEIRO¹³, realizou-se uma comparação com os resultados globais, permitindo obter a exatidão de um método em relação a outro na quantificação de áreas florestais.

Assim, sobre os documentos cartográficos de 1956, aplicou-se uma amostragem inicial, através dos quatro métodos, e nos períodos subseqüentes desenvolveu-se estes métodos pelos processos de múltiplas ocasiões.

4.8.2. Métodos de Amostragem

4.8.2.1. Amostragem por Pontos Sistemáticos

A amostragem por pontos sistemáticos é também denominada de grade de amostragem sistemática por SANCHEZ & SANTOS⁷⁹. É um método de amostragem estatística que consiste em interpretar pontos de amostragem. De acordo com MOLINA⁶², esta amostragem é fundamentada na teoria da distribuição binomial, sendo que o dimensionamento da amostra é efetuado a partir de elementos desta distribuição.

4.8.2.1.1. Dimensionamento da Amostragem Sistemática

O número mínimo de pontos a constituir a grade de amostragem foi obtido através de uma fórmula aplicada a variáveis qualitativas, apresentada por MOLINA⁶² e CETEC¹⁵, entre outros.

$$N = \frac{(1-p) \cdot t^2}{p \cdot E^2}$$

onde:

N = número de pontos de amostragem;

p = proporção estimada entre a área ocupada por florestas e a área total da região em estudo;

E = erro de amostragem;

t = valor relacionado a nível de significância. Nível crítico da distribuição de Student à uma dada probabilidade, com n-1 graus de liberdade.

De acordo com o CETEC¹⁵, necessitou-se uma estimativa inicial de "p" para dimensionar a amostra sistemática e definir-se

a precisão do levantamento, a qual é representada pelo erro de amostragem.

A estimativa de p que se adotou foi a da cobertura florestal total, não se considerando as proporções individuais dos tipos florestais.

De acordo com COCHRAM¹⁷, no caso de se considerar as proporções individuais, o dimensionamento da amostra deverá ser realizado a partir da distribuição multinomial.

No caso presente, porém, o objetivo é o de estimar a cobertura florestal total por este método de amostragem e, portanto, não se considerou as subpopulações da população constituída pela cobertura florestal.

4.8.2.1.2. Área de Influência dos Pontos

A área de influência de cada ponto de amostragem é em função da área em estudo e da densidade da amostra. De acordo com GIOTTO³⁰ e segundo CETEC¹⁵, o procedimento adotado para o cálculo da área de influência de cada ponto e a correspondente dimensão linear no terreno foi a seguinte:

$$A_i = \frac{A}{n}$$

onde:

A_i = área de influência de cada ponto, em m²;

A = área de estudo, em m²;

n = número de pontos dimensionados pela fórmula.

A partir do valor de " A_i " foi obtida a dimensão linear, cuja correspondência no terreno, multiplicada por si mesmo, resulta no valor quadrático igual a A_i . Então:

$$D_t = \sqrt{A_i}$$

onde:

D_t = distância linear correspondente no terreno entre um ponto e outro

4.8.2.1.3. Construção e Locação da Grade de Amostragem

O número de pontos dimensionados pela fórmula foi disposto de maneira organizada em escala igual à do documento cartográfico utilizado e, a seguir, distribuídos sistematicamente sobre a área em estudo para posterior interpretação. Assim, os pontos ficaram ajustados em uma rede de malha quadrada configurada pela intersecção uniforme de retas no sentido Norte-Sul e Leste-Oeste verdadeiros, espaçadas uma das outras pela distância estabelecida pela área de influência de cada ponto.

A escolha do ponto de amarração para a grade foi realizada por um meio aleatório, que consistiu no sorteio das coordenadas UTM do primeiro ponto da grade.

4.8.2.1.4. Mecanismo de Contagem

Cada ponto da grade foi analisado e enquadrado de acordo com os objetivos do levantamento, considerando-se como pertencente à classe em estudo a área de influência do ponto.

4.8.2.1.5. Análise dos Dados da Amostragem Sistemática

Relacionando-se todos os pontos que foram classificados na classe em estudo, calculou-se a área referente ao tipo florestal.

$$A_t = N_p \cdot A_i$$

onde:

A_t = área do tipo florestal;

N_p = número de pontos sobre a classe referente ao tipo florestal;

A_i = área de influência.

A precisão da amostragem nesta determinação foi avaliada através do erro de amostragem. Este erro define, a um nível de 95%, o intervalo de confiança para a estimativa do "p". Então:

$$E = \sqrt{\frac{(1 - p) \cdot t^2}{p \cdot n}}$$

onde:

E = erro relativo (erro de amostragem);

p = proporção de cobertura florestal quantificada na amostragem;

t = nível t de probabilidade;

n = número total de pontos que constituíram a amostra.

4.8.2.2. Amostragem por Pontos Aleatórios

Esta amostragem por pontos é denominada, por ITC-DELFT⁴⁹, como amostragem para proporções em uma distribuição binomial,

sendo que esta técnica é baseada em uma seqüência de testes binomiais que são aplicados em amostras (pontos) provenientes de uma mesma população.

De acordo com CAMPOS⁹, os resultados obtidos são o produto de "n" tentativas de Bernoulli com proporções "p" e "q = 1 - p" e para a realização de um teste binomial pressupõe-se que o resultado de uma tentativa seja uma única observação e as "n" observações sejam independentes e que a probabilidade permaneça constante.

A amostragem por pontos, onde tem-se "n" pontos, cada um considerando como uma amostra, apresenta uma variável com distribuição binomial com parâmetros p e q.

MOLINA⁶² propõe assumir-se que a proporção de cobertura florestal pertence à uma distribuição binomial. Portanto, o dimensionamento da amostra é realizado a partir de elementos da distribuição binomial.

COCHRAN¹⁷ refere que a distribuição correta é a hipergeométrica, mas que pode-se fazer uma aproximação à distribuição binomial.

As estimativas de áreas a partir da proporção tem a sua fundamentação através do método da Máxima Verossemelhança (MV), o que quer dizer: a proporção obtida pela amostragem é uma estimativa de Máxima Verossemelhança da proporção real do elemento pesquisado e não tendenciosa.

Segundo MEYER⁶¹, os seguintes elementos devem ser considerados: o espaço amostral, a distribuição de probabilidades da variável aleatória X e a função de máxima verossemelhança.

Adaptando-se para uma proporção de área florestal em uma área de referência, tem-se o seguinte desenvolvimento:

- Pressupõe-se que uma determinada área florestal ocupe uma proporção fixa (p) em uma área de referência;

- Sobre a área de referência alocou-se, ao acaso, uma amostra consistente de (n) pontos, selecionados de número infinito de pontos;

- Define-se o seguinte conjunto de variáveis aleatórias:

$X_i = 1$ se o i -ésimo ponto estiver sobre floresta;

$X_i = 0$ se o i -ésimo ponto não estiver sobre floresta;

$i = 1, 2, 3, \dots, n.$

Assim, (X_1, X_2, \dots, X_n) é uma amostra aleatória da variável aleatória X que tenha distribuição de probabilidade:

$$P(X=0) = f(0;p) = 1 - p, \quad P(X=1) = f(1;p) = p.$$

Então, a sua função de probabilidade é:

$$f(x,p) = p^x (1 - p)^{1-x}$$

$$x = 0, 1.$$

E a função de Máxima Verossemelhança é:

$$L(X_1, X_2, \dots, X_n; p) = p^k (1 - p)^{n-k}$$

onde:

k = número de pontos sobre a classe.

Logaritmizando-se a expressão de M.V.:

$$\ln(X_1, X_2, \dots, X_n; p) = k \cdot \ln p + (n-k) \cdot \ln(1-p).$$

Derivando $\ln(L)$ em relação a p :

$$\frac{\partial \ln(L)}{\partial p} = \frac{k}{p} - \frac{n-k}{1-p}$$

Minimizando-se a expressão e fazendo-se $\frac{\partial \ln L}{\partial p} = 0$ e multiplicando-se por (-1) , obtém-se:

$$\frac{k}{p} = \frac{n-k}{1-p}$$

Operando os termos:

$$K - k_p = p_n - k_p$$

$$k = p \cdot n$$

$$\hat{p} = \frac{k}{n} = \bar{X}, \text{ a média amostral.}$$

Verifica-se, portanto, que a estimativa de Máxima Verossimelhança constitui uma estimativa não tendenciosa do parâmetro (p).

4.8.2.2.1. Dimensionamento da Amostra

O número de pontos a constituírem a amostra aleatória foi aquele dimensionado na amostragem de pontos sistemáticos, sendo que este dimensionamento foi feito em função da proporção de cobertura florestal total, sem considerar a subdivisão dos tipos florestais.

4.8.2.2.2. Mecanismo de Aplicação, Interpretação e Análise dos Pontos

Os pontos constituintes da amostra foram sorteados e distribuídos espacialmente sobre a área em estudo, por um processo inteiramente casualizado.

Este processo de casualização consistiu em local aleatoriamente os pontos sobre o documento cartográfico em que a área está representada através das coordenadas UTM de cada ponto sorteado.

De acordo com ITC-DELFT⁴⁹, cada ponto foi classificado em função de sua localização na área em estudo, sendo as áreas de cada tipo florestal estimadas a partir da seguinte relação:

$$\frac{\text{Área do Tipo Florestal}}{\text{Área Total}} = \frac{\text{Número de pontos localizados sobre o tipo}}{\text{Número total de pontos}}$$

Segundo CAMPOS⁹ e FAO²³, a estimativa consistente de p é:

$$p = \frac{a}{n}$$

onde:

a = número de pontos sobre florestas.

O erro padrão (S_p) foi estimado a partir da seguinte fórmula:

$$S_p = \sqrt{\frac{p \cdot (1 - p)}{n}},$$

sendo que o intervalo de confiança para a estimativa de proporção foi dado por:

$$IC = p + t \cdot \sqrt{\frac{p \cdot q}{n}}$$

FONSECA & MARTINS²⁵ e PESCA⁷², com base nas propriedades da distribuição binomial, dizem que " p " é a probabilidade favorável e " q " é a probabilidade contrária.

A partir do método de pontos aleatórios, estabeleceu-se uma variante a fim de testá-la em relação à quantificação de áreas.

O método, aqui denominado de pontos aleatórios, foi o seguinte:

a) dividir a área em (M) blocos, de tamanhos iguais ou desiguais;

b) distribuir a amostra de (n) pontos, dimensionada para o método de pontos aleatórios, sobre a área de trabalho como se fosse o método dos pontos aleatórios;

c) efetuar a contagem e a enumeração do número de pontos em cada bloco individual;

d) na amostragem independente e em amostragem de repetição total, o procedimento de análise a ser seguido é o do método dos pontos aleatórios, desprezando-se os blocos;

e) em amostragem de repetição parcial e de dupla amostragem, o número de pontos pareados (1ª e 2ª ocasião) é obtido por sorteio aleatório de (m) blocos, comuns nas duas ocasiões, enquanto que o número de pontos não pareados na segunda ocasião é obtido a partir da distribuição aleatória destes pontos em (k) blocos, escolhidos também de maneira aleatória.

Este método foi empregado unicamente para quantificar a área florestal total, nas épocas em que foi testado, sem a obtenção das áreas individualizadas dos tipos florestais.

O procedimento para o dimensionamento da amostra inicial é o dos métodos dos pontos aleatórios, enquanto que as etapas seguintes têm dimensionamento efetuado pelas técnicas específicas de cada processo empregado.

4.8.2.3. *Amostragem por Transectos*

Segundo a FAO²³, o método de amostragem por transectos tem como princípios a proporção de uma superfície total ocupada por uma classe florestal.

4.8.2.3.1. Dimensionamento da Amostra

Como o método dos transectos é aplicado para amostragens de proporções, definiu-se que o espaço amostral é o

comprimento total dos transectos, independentemente do número de transectos. O tamanho deste espaço amostral pode ser conhecido a partir da equação da variância do estimador da proporção, especificando-se a precisão requerida para o levantamento, bem como uma estimativa da variância da população.

A partir do comprimento total dos transectos (m = tamanho da amostra), definiu-se o número mínimo de transectos que comportou na área em estudo, o comprimento total, ou seja:

$$n = \frac{L(m)}{D.F(m)}$$

onde:

n = número de transectos;

L = largura do município (m);

$D.F$ = distância fixa entre transectos (m).

Esta distância fixa é calculada a partir de:

$$DF = \frac{AT}{ME}$$

onde:

AT = área total, em m^2 ;

M = comprimento total dos transectos;

E = escala do mapa.

4.8.2.3.2. Locação e Distância entre os Transectos

Definido o número de transectos a serem estudados, efetuou-se a locação do primeiro transecto sobre o documento cartográfico por um processo aleatório, sendo os demais locados à distâncias fixas uns dos outros.

Esta distância foi calculada a partir da menor dimensão de largura do município, onde:

$$D_f = \frac{\text{Largura (m)}}{\text{Número de transectos}}$$

Os transectos foram orientados no sentido Norte-Sul verdadeiros.

4.8.2.3.3. Interpretação e Análise dos Dados

Sobre cada transecto foi mensurado o comprimento referente a cada tipo florestal, tendo-se, portanto, a soma de todos os comprimentos dos tipos florestais. Assim, considerando-se todos os transectos:

$$C_f = \sum_{i=1}^{mt} \sum_{j=1}^t C_{ij}$$

onde:

C_f = comprimento total de um tipo florestal, considerando-se a totalidade de transectos;

mt = número de transectos;

C_{ij} = comprimento do tipo florestal nos transectos, tomados individualmente.

De acordo com FAO²³, para avaliar a área ocupada pelo tipo florestal, o procedimento foi multiplicar o comprimento total do tipo florestal (C_f) pela distância fixa (DF). Então:

$$A_f = C_f \cdot DF$$

Um dos procedimentos a ser adotado na amostragem de proporções seria considerar cada transecto como sendo uma unidade amostral e o conjunto amostral de (m) transectos originado de

um número infinito de unidades amostrais ($M = \infty$) e a medida obtida sobre a área florestal em cada transecto seria a variável aleatória X_i .

Assim, a estimativa não tendenciosa de p , em cada transecto, seria dada por:

$$\hat{p}_i = \frac{X_i}{\bar{N}}$$

onde:

X_i = variável aleatória;

\bar{N} = comprimento médio dos transectos = Ct/m ;

$i = 1, 2, 3, \dots, m$.

E a estimativa de p para a área total:

$$\hat{p} = \frac{\sum_{i=1}^m p_i}{m}$$

Com este procedimento de análise, a variância do estimador (V_p) seria dada por:

$$V_p = \frac{1}{\bar{N}^2} \cdot \frac{M - m}{M} \cdot \frac{Se^2}{m}$$

onde:

V_p = variância do estimador;

N = comprimento médio dos transectos;

m = número de transectos (amostrais);

M = número total de possíveis transectos;

Se^2 = variância entre transectos.

Esta variância entre transectos (Se^2) é obtida a partir dos dados amostrais de X_i , medidas sobre os (m) transectos:

$$Se^2 = \frac{\sum_{i=1}^m X_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^m X_i)^2}{m}}{m - 1}$$

Como M é igual a um infinito de unidades amostrais (transectos), a relação $\frac{M - m}{M}$ é praticamente igual à unidade; então, a expressão da variância do estimador reduz-se a:

$$V_p = \frac{1}{\bar{N}^2} \cdot \frac{Se^2}{m}$$

Esta variância do estimador pode ser obtida, ainda, por esta expressão:

$$V_p = \frac{\sum_{i=1}^m P_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^m P_i)^2}{m}}{(m - 1) \cdot m}$$

Outro método que poderia ser considerado, e que proporcionaria uma análise estatística da amostragem com resultados eficientes, seria considerar o processo como uma amostragem aleatória simples para proporções.

Inicialmente, considera-se o comprimento total dos (m) transectos (Ct) como sendo a amostra representativa da população e, assim, a estimativa da área florestal é obtida através da seguinte relação:

$$\frac{\text{Medida sobre florestas nos transectos}}{\text{Comprimento total dos transectos}} = \frac{\text{Área florestal}}{\text{Área total}}$$

Sendo o estimador de p:

$$\hat{p} = \frac{C_f}{C_t}$$

A variância do estimador, uma vez que o comprimento total dos transectos (Ct) é o espaço amostral, é obtida pela

seguinte expressão:

$$V_p = \frac{p \cdot (1 - p)}{n}$$

É importante salientar que a estimativa de área ou de p , por qualquer um dos processos [(Cf.Df), ($\hat{p} = P_i/m$), ($\hat{p} = C_f/C_t$)] produz o mesmo resultado. A diferença está que no método de avaliação proposto pela FAO²³, com distância fixa entre os transectos, não há análise estatística, enquanto que nas duas alternativas propostas isto é possível.

O método em que se considera os transectos como unidades amostrais parece ser o mais adequado à esta estrutura de amostragem; a sua aplicação prática, entretanto, vai depender da variação do tamanho dos transectos e da variação dos comprimentos medidos sobre cada transecto.

Na falta de embasamento teórico e formulístico para desenvolver a primeira opção em processos de múltiplas ocasiões (ART, DA, ARP), adotou-se a segunda alternativa, aparentemente de aplicação viável, uma vez que a estimativa de proporção por este método é igual à obtida pelo outro, além de permitir o desenvolvimento dos processos de múltiplas ocasiões, conforme demonstração anterior.

4.8.3. *Processos de Amostragem para Múltiplas Ocasões*

Com a definição do método de amostragem a ser utilizado e com o dimensionamento do espaço amostral, as amostragens foram estruturadas para serem aplicadas em múltiplas ocasiões, sendo empregados quatro processos de amostragem:

- amostragem independente;
- amostragem dupla;
- amostragem com repetição total;
- amostragem com repetição parcial.

4.8.3.1. Amostragem Independente

A amostragem dimensionada para qualquer um dos métodos foi aplicada em 1956, sendo que nos períodos seguintes (1965, 1975) não houve amostragem independente; somente em 1985 adotou-se este processo de amostragem com os transectos e a grade de pontos.

Como cita PELLICO NETTO⁶⁹, a possibilidade existente é a de estimar a mudança entre um período e outro, no caso a mudança na cobertura florestal entre 1975 e 1985. Então:

$$D_i = P_2 - P_1$$

onde:

D_i = alteração na cobertura florestal entre os períodos;
 P_2 = proporção de cobertura florestal na segunda ocasião;
 P_1 = proporção de cobertura florestal na primeira ocasião.

A variância da estimativa da diferença de proporção foi calculada a partir de:

$$V_{(d^P)} = V_{(P_1)} + V_{(P_2)}$$

onde:

$V_{(d^P)}$ = variância da estimativa da diferença de proporção entre as duas ocasiões;

$V_{(P_1)}$ = variância da estimativa da proporção na primeira ocasião;

$V_{(P_2)}$ = variância da estimativa da proporção na segunda ocasião.

Na presente pesquisa, o tamanho da amostra dimensionada para a primeira ocasião (1975) não foi o mesmo para a segunda ocasião (1985).

Os métodos desenvolvidos neste processo foram:

- amostragem por pontos sistemáticos;
- amostragem por transectos;
- amostragem por Blocos/Pontos.

4.8.3.2. *Amostragem com Repetição Total*

Este processo foi aplicado para o método de pontos sistemáticos, aleatórios e transectos e consiste em sucessivas remediações dos elementos amostrais nas ocasiões posteriores, sendo que os procedimentos seguidos foram os explanados por HAZARD³³.

A avaliação da alteração na cobertura florestal foi feita mediante a diferença da proporção ocupada por área florestal entre duas ocasiões. Assim:

$$D = P_2 - P_1.$$

Como a mesma amostragem é remedida na segunda ocasião, existe uma correlação entre as duas amostragens, sendo que esta correlação foi obtida a partir da expressão da correlação produto momento, mediante o seguinte esquema:

2ª	1ª OCASIÃO	
O	1	0
C		
A		
S	1	a
I		b
Ã		
O	0	c
		d
		n

onde:

1ª Ocasão = 1 = área ocupada por florestas;

0 = área ocupada por outros elementos do uso da terra;

2ª Ocasão = 1 = área ocupada por florestas;

0 = área ocupada por outros elementos do uso da terra;

n = área total do município;

a = área florestal na primeira e segunda ocasião;

b = área florestal existente somente na segunda ocasião;

c = área florestal existente somente na primeira ocasião;

d = área sem cobertura florestal em ambas as ocasiões.

Então:

$$r = \frac{a \cdot d - b \cdot c}{\sqrt{(a+b) \cdot (c+d) \cdot (a+c) \cdot (b+d)}}$$

onde:

r = correlação entre a cobertura florestal de uma ocasião com a cobertura florestal de uma segunda ocasião.

(Correlação produto momento, ANDERBERG³)

A variância da estimativa da diferença de proporção de cobertura florestal, em duas ocasiões sucessivas por processo

de amostragem por repetição total é:

$$V_{(dp)} = V_{(P_1)} + V_{(P_2)} - 2 \cdot COV_{(P_1 \cdot P_2)}$$

onde:

$COV_{(P_1 \cdot P_2)}$ = é a covariância entre as duas ocasiões. Covariância da estimativa de proporções, de P_1 e P_2 .

A covariância entre as estimativas de P_1 e P_2 foi obtida a partir da seguinte expressão (HAZARD³³):

$$COV_{(P_1 \cdot P_2)} = \frac{S_{x \cdot y}}{n}$$

onde:

$S_{x \cdot y}$ = covariância entre a cobertura florestal da primeira ocasião com a cobertura florestal da segunda ocasião;

n = tamanho da amostra (comum entre as duas ocasiões).

O método de obtenção de $S_{x \cdot y}$ será demonstrado posteriormente.

Em relação ao esquema para obtenção de (r) , pode-se utilizar, ao invés da área de florestas, os elementos amostrais como, por exemplo, o número de pontos.

4.8.3.3. Amostragem Dupla

Este processo de amostragem foi empregado com os métodos dos blocos e dos transectos e consistiu em uma medição total dos elementos amostrais na primeira ocasião e uma remedição de parte destes elementos amostrais na segunda ocasião.

A correlação existente entre a primeira medida e a re-medição dos mesmos elementos permitiu estabelecer uma relação entre a primeira ocasião e a segunda ocasião por meio de uma equação linear de regressão.

A estimativa do percentual de cobertura florestal na segunda ocasião foi realizada através da seguinte equação:

$$P_2 = P_{2m} + b \cdot (P_1 - P_{1m})$$

onde:

P_1 = proporção de cobertura florestal na primeira ocasião;

P_2 = proporção de cobertura florestal na segunda ocasião;

P_{1m} = proporção na primeira ocasião da amostra (m), que foi remedida na segunda ocasião;

P_{2m} = proporção na segunda ocasião definido pela remedição de parte da amostra (m) da primeira ocasião;

b = coeficiente de regressão, ajustado a partir da correlação entre as medições.

O coeficiente (b) foi determinado a partir da seguinte relação:

$$b = \frac{S_{x.y}}{S^2 x}$$

onde:

$S_{x.y} - S_{P_{1m} \cdot P_{2m}}$ = covariância entre a primeira e a segunda ocasião, considerando-se as m parcelas amostrais comuns.

$S^2 x$ = variância da primeira ocasião = $P_{1m} \cdot Q_{1m}$.

A obtenção de S^2_{p1} já foi demonstrada, enquanto que a co-variância entre as duas ocasiões foi obtida através da seguinte tabela de correlação exposta por SPIEGEL⁸⁶ (Tabela 4).

TABELA 4. Tabela de correlação.

<div>1º 2º</div>	<div>X</div>	PONTOS SOMTE FLOR.	PONTOS OUTRAS CLASSES				
<div>Y</div>	<div>ux uy</div>	1	0	fy	fy.uy	fy.u'y	
PONTOS SOMTE FLORIST.	1						
PONTOS OUTRAS CLASSES	0						
	fx			$\sum fx = \sum fy = n$	$\sum fy.uy$	$\sum fy.u'y$	$\sum fuy.uxy$
	fx.ux			$\sum fx.ux$			
				$\sum fx.u^2x$			
				$\sum fx.ux.uy$			

A partir da Tabela 4 obteve-se os seguintes elementos:

- coeficiente de correlação (r);
- variância da primeira ocasião (S^2x)
- variância da segunda ocasião (S^2y)
- covariância ($S_{x.y}$),

sendo que:

$$r = \frac{n \cdot (\sum f_{ux.uy} - (\sum f_{x.ux}) \cdot (\sum f_{y.uy}))}{\sqrt{(n \sum f_{x.u^2} - (\sum f_{x.ux})^2) \cdot (n \sum f_{y.u^2} - (\sum f_{y.uy})^2)}}$$

$$S_x = c_x \cdot \sqrt{\frac{\sum f_{x.u^2}}{n} - \left(\frac{\sum f_{x.ux}}{n}\right)^2}$$

$$S_{xy} = c_x \cdot c_y \left(\frac{\sum f_{ux.uy}}{n} - \frac{\sum f_{x.ux}}{n} \cdot \frac{\sum f_{y.uy}}{n} \right)$$

$$S_y = c_y \cdot \sqrt{\frac{\sum f_{y.u^2}}{n} - \left(\frac{\sum f_{y.uy}}{n}\right)^2}$$

O coeficiente de correlação (r) pode ser estimado ainda por:

$$r = \frac{S_{xy}}{S_x \cdot S_y}$$

onde:

c_x e c_y = intervalos de classe. Este intervalo é 1, pois as variáveis x e y assumem valores 1 ou 0.

HAZARD³³ afirma que a covariância entre as proporções obtidas através de estimadores baseados em amostragem é dada por:

$$\text{COV}_{(P_{1m}, P_{2m})} = \frac{P_{1.2} - P_1 P_2}{m} = \frac{S_{xy}}{m}$$

a) Intensidade de amostragem para a segunda ocasião

O tamanho da amostra para a primeira ocasião, considerando qualquer um dos métodos empregados, foi o definido especificadamente para cada método conforme explicações anteriores.

Neste caso o problema resumiu-se em dimensionar o espaço amostral a ser remedido na segunda ocasião. Considerando que a amostragem com repetição parcial quando $n = 0$, adotou-se a fórmula apresentada por WARE & CUNIA⁹⁴ para a determinação do número de unidades emparelhadas (m) a serem remedidas na segunda ocasião.

BICKFORD et alii⁸ igualmente apresentam esta fórmula para definir o número de parcelas para remedição no caso da amostragem dupla. Assim:

$$m = \frac{N_1 \cdot \sqrt{(1 - r^2)}}{r^2} \cdot \left(\frac{C_n}{C_m} - \sqrt{(1 - r^2)} \right)$$

onde:

m = número de unidades emparelhadas (espaço amostral - segunda ocasião);

r = coeficiente de correlação;

C_n = custo unitário por medição de parcela nova;

C_m = custo unitário por medição de parcela já medida na primeira ocasião.

Como assume-se que $C_n/C_m = 1$, a equação fica igual à:

$$m = \frac{N_1 \cdot \sqrt{(1 - r^2)}}{r^2} \cdot (1 - \sqrt{(1 - r^2)})$$

A partir da constatação de que o valor de m não depende da precisão requerida (E) ou da variância da estimativa (S^2_y), mas somente do tamanho da amostra de primeira ocasião (N_1), do coeficiente de correlação (r) e da relação de custos (Cn/Cm), WARE & CUNIA⁹⁴ estabeleceram a seguinte tabela, onde se define a proporção da amostra de primeira ocasião que deve ser re-medida com base no coeficiente de correlação e na relação de custos. Deve-se ressaltar, entretanto, que no caso presente esta relação de custos foi considerada igual à unidade.

TABELA 5. Proporção Ótima para remedição de parcelas de primeira ocasião.

Relação de Custos	Valor do coeficiente de correlação (r)							
	0,50	0,60	0,70	0,80	0,85	0,90	0,95	0,99
1/4	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,05	0,04
1/3	0,00	0,00	0,00	0,00	0,04	0,08	0,09	0,06
1/2	0,00	0,00	0,00	0,10	0,13	0,15	0,14	0,08
2/3	0,00	0,04	0,15	0,20	0,21	0,21	0,17	0,10
1	0,46	0,44	0,42	0,38	0,35	0,30	0,24	0,12

FONTE: WARE & CUNIA⁹⁴.

Na fórmula apresenta o valor de (r) é uma incôgnita quando da realização de uma única amostragem e da necessidade

de se definir o espaço amostral da amostragem posterior. Portanto, este valor deve ser estimado para a sua aplicação na fórmula, ou na entrada na Tabela 5, e assim dimensionar a segunda amostragem. Para tanto, procedeu-se neste caso a adoção do valor do coeficiente determinado a partir da amostragem de repetição total.

Em alguns casos, o dimensionamento de m pode ser feito a partir da equação da variância do estimador de dupla amostragem (KINASHI & CHYO⁵⁵):

$$S_{\bar{y}}^2 = (1 - r^2) \cdot \frac{S^2 y}{n_1} + \frac{r^2 \cdot S^2 y}{m}$$

Isolando-se m , tem-se:

$$m = \frac{(1 - r^2) \cdot S^2 y \cdot n_1}{n_1 \cdot S^2 y - r^2 S^2 y}$$

Para a aplicação desta equação, tanto (r) como $S^2 y$ (variância da segunda ocasião) devem ser estimados, seja por dados disponíveis ou por realização de amostragem piloto ou, ainda, por inferências a partir de dados empíricos.

b) Avaliação da Alteração

A avaliação da alteração, isto é, a estimativa da diferença entre as duas ocasiões através do emprego deste processo, foi feita através de:

$$D_p = P_2 - P_1$$

A variância da estimativa da proporção de diferença foi obtida a partir de:

$$V(Dp) = \frac{S^2x + S^2y - 2.Sxy}{t_1} + \frac{(t_1 - n).(1 - r^2).S^2y}{t_1.m}$$

onde:

t_1 = tamanho da amostra de primeira ocasião;

m = número de amostras comuns à primeira e segunda ocasião;

$S^2x - p_1.q_1$ = variância da primeira ocasião;

$S^2y - p_2.q_2$ = variância da segunda ocasião;

Sxy = covariância;

r = coeficiente de correlação.

4.8.3.4. Amostragem com Repetição Parcial

Este processo de amostragem, aplicado aos métodos blocos/pontos aleatórios e transectos, consistiu em efetuar a remedição de parte desta amostra em uma segunda ocasião e, ainda, efetuar uma amostragem com novos elementos amostrais.

HAZARD³³, citando WARE & CUNIA⁹⁴, comenta os procedimentos a serem seguidos quando se aplica a repetição parcial em levantamentos por proporções.

De acordo com FAO²³, a amostragem inicial consiste em duas classes de unidades amostrais: as parcelas medidas somente na primeira ocasião (não emparelhadas) e as demais, que serão remedidas na segunda ocasião (emparelhadas). Na amostragem posterior figuram as parcelas tomadas na anterior e agora remedidas (emparelhadas) e as novas parcelas que não fizeram parte da primeira amostragem.

PELLICO NETTO⁶⁹ diz que esta teoria de amostragem com repetição parcial foi desenvolvida recentemente e que considera ambas as amostragens como um único conjunto amostral, sendo que a interligação é feita através da correlação existente entre a remediação de mesmas parcelas amostrais.

a) Elementos da Amostragem

Primeira Amostragem:

- n_1 = número de unidades de amostragem não emparelhadas;
- $X_{n1} = P_{n1}$ = Proporção de cobertura florestal obtido a partir das unidades de amostragem não emparelhadas;
- m = número de unidades de amostragem emparelhadas e selecionadas na primeira amostragem;
- $X_{mj} = P_{mj}$ = Proporção obtido a partir das "m" unidades emparelhadas na primeira ocasião;
- $m + n_1 = t_1$ = tamanho da amostra de primeira ocasião.

Segunda Amostragem

- m = número de unidades de amostragem emparelhadas;
- $Y_{mj} = P_{2mj}$ = Proporção obtido a partir das "m" unidades emparelhadas na segunda ocasião;
- n_2 = número de unidades de amostras novas para a segunda amostragem;
- $Y_{nk} = P_{2nk}$ = Proporção de cobertura do tipo florestal em relação às "n" unidades novas;
- $m + n_2 = t_2$ = número de unidades de amostra na segunda ocasião.

HAZARD³³ apresenta uma tabela (vide Tabela 6) com estes elementos, de modo a simplificar a compreensão dos elementos da A.R.P., em estimativas de proporções.

De acordo com HAZARD³³, o estimador, na segunda ocasião, foi obtido a partir da seguinte expressão:

$$P_2 = A \cdot p_{m1} - A \cdot p_{n1} + C \cdot p_{m2} + (1 - C) \cdot p_{n2}$$

onde:

$$A = \frac{v(p_{n2}) \cdot \text{cov}(p_{m2}, p_{m1})}{(v(p_{n1}) + v(p_{m1})) \cdot (v(p_{m2}) + v(p_{n2})) - \text{cov}^2(p_{m2}, p_{m1})}$$

$$C = \frac{(v(p_{n1}) + v(p_{m1})) \cdot v(p_{n2})}{(v(p_{n1}) + v(p_{m1})) \cdot (v(p_{m2}) + v(p_{n2})) - \text{cov}^2(p_{m2}, p_{m1})}$$

e a variância do estimador:

$$v(p_2) = A^2 \cdot v(p_{n1}) + A^2 \cdot v(p_{m1}) + C^2 \cdot v(p_{m2}) + (1 - C)^2 \cdot v(p_{n2}) - 2 \cdot A \cdot C \cdot \text{cov}(p_{m2}, p_{m1})$$

ou, em forma simplificada:

$$v(p_2) = (1 - C) \cdot v(p_{n2})$$

enquanto que o estimador da diferença:

$$D = p_2 - p_1$$

teve sua variância obtida através da seguinte expressão:

$$v(d) = ((v(p_{n1}) \cdot v(p_{m1}) \cdot (v(p_{m2}) + v(p_{n2})) + (v(p_{m2}) \cdot v(p_{n2}) \cdot (v(p_{n1}) + v(p_{m1})) - (v(p_{n1}) + v(p_{n2}) \cdot \text{cov}^2(p_{m1}, p_{m2}) - 2 \cdot v(p_{n1}) \cdot v(p_{n2}) \cdot \text{cov}(p_{m2}, p_{m1}))) / ((v(p_{n1}) + v(p_{m1})) \cdot (v(p_{n2}) + v(p_{m2})) - \text{cov}^2(p_{m2}, p_{m1})))$$

TABELA 6. Elementos de amostragem por repetição parcial - estimativa de proporções.

NOTAÇÃO	Primeira ocasião			Segunda ocasião			Ambas ocasiões
	Unidades não pareadas	Unidades pareadas	Total de unidades	Unidades não pareadas	Unidades pareadas	Total de unidades	
Tamanho	n_1	$m_1 = m$	$t_1 = n_1 + m$	n_2	$m_2 = m$	$t_2 = n_2 + m$	
Observação	$Y_{n_1 i} = \begin{matrix} 1 \\ 0 \end{matrix}$	$Y_{m_1 i} = \begin{matrix} 1 \\ 0 \end{matrix}$		$Y_{n_2 i} = \begin{matrix} 1 \\ 0 \end{matrix}$	$Y_{m_2 i} = \begin{matrix} 1 \\ 0 \end{matrix}$		$Y_{m i} = \begin{matrix} 1 \\ 0 \end{matrix}$
Observações na Classe Z	$a_{n1} = \sum_{i=1}^{n1} Y_{n_1 i}$	$a_{m1} = \sum_{i=1}^{m1} Y_{m_1 i}$	$a_{t1} = a_{n1} + a_{m1}$	$a_{n2} = \sum_{i=1}^{n2} Y_{n_2 i}$	$a_{m2} = \sum_{i=1}^{m2} Y_{m_2 i}$	$a_{t2} = a_{n2} + a_{m2}$	$a_m = \sum_{i=1}^m Y_{m i}$
Proporção Verdadeira	$P_1 = \text{proporção real de } N_1 \text{ pontos na classe } Z_1$			$P_2 = \text{proporção real de } N_2 \text{ pontos na Classe } Z_2$			$D = P_2 - P_1$
Estimativa da proporção	$P_{n1} = \frac{a_{n1}}{n_1}$	$P_{m1} = \frac{a_{m1}}{m}$	$P_{t1} = \frac{a_{n1} + a_{m1}}{t_1}$	$P_{n2} = \frac{a_{n2}}{n_2}$	$P_{m2} = \frac{a_{m2}}{m}$	$P_{t2} = \frac{a_{n2} + a_{m2}}{t_2}$	$d = \frac{a_{m2} \cdot a_{m1}}{m} = P_{m2} - P_{m1}$
Variâncias da população pelas proporções estimadas	$V(P_{n1}) = \frac{P_1 \cdot Q_1}{n_1}$	$V(P_{m1}) = \frac{s_1^2}{m}$	$V(P_{t1}) = \frac{s_1^2}{t_1}$	$V(P_{n2}) = \frac{P_2 \cdot Q_2}{n_2}$	$V(P_{m2}) = \frac{s_2^2}{m}$	$V(P_{t2}) = \frac{s_2^2}{t_2}$	$V(d) = V(P_{m2}) + V(P_{m1}) - 2 \cdot \text{COV}(P_{m1}, P_{m2})$
Variância dos estimadores de p	$V(P_{n1}) = \frac{a_{n1}(n_1 - a_{n1})}{n_1^2(n_1 - 1)}$ $= \frac{P_{n1} \cdot Q_{n1}}{n_1 - 1}$	$V(P_{m1}) = \frac{a_{m1}(m - a_{m1})}{m^2(m - 1)}$ $= \frac{P_{m1} \cdot Q_{m1}}{m - 1}$	$V(P_{t1}) = \frac{P_{t1} \cdot Q_{t1}}{t_1 - 1}$	$V(P_{n2}) = \frac{a_{n2}(n_2 - a_{n2})}{n_2^2(n_2 - 1)}$ $= \frac{P_{n2} \cdot Q_{n2}}{n_2 - 1}$	$V(P_{m2}) = \frac{a_{m2}(m - a_{m2})}{m^2(m - 1)}$ $= \frac{P_{m2} \cdot Q_{m2}}{m - 1}$	$V(P_{t2}) = \frac{P_{t2} \cdot Q_{t2}}{t_2 - 1}$	$v(d) = V(P_{m2}) + V(P_{m1}) - 2 \cdot \text{COV}(P_{m1}, P_{m2})$

b) Intensidade de Amostragem

O tamanho da amostra de primeira ocasião ($n_1 + m = t_1$) é o definido especificadamente para cada um dos métodos, segundo as metodologias expostas em ítems anteriores.

O número de unidades pareadas (m) é o mesmo dimensionado para a aplicação do processo de dupla amostragem. No item referente a este aspecto de amostragem há uma descrição sucinta da metodologia de dimensionamento.

Para o número de unidades não pareadas na segunda ocasião (n_2) foi determinado a partir da condição que a amostragem da segunda ocasião representasse cerca de 70% da amostragem de primeira ocasião, reduzindo-se assim em 30% o número de unidades amostrais em relação à primeira etapa de amostragem. Portanto, uma vez definidos t_1 e m , estabeleceu-se o tamanho de n_2 de maneira que t_2 correspondesse aproximadamente a 70% de t_1 .

4.8.4. Levantamentos de Cobertura Florestal Efetuados no Município de Ibirubá - RS

A Tabela 7 apresenta os métodos e processos de amostragem testados e empregados para quantificar a área florestal no município de Ibirubá, RS, nos anos de 1956, 1965, 1975 e 1985.

Em 1956 foram aplicados quatro métodos, com características de amostragem independente. O método de blocos/pontos obteve como resultados unicamente a área florestal total, sem a discriminação por tipo, como os demais métodos proporcionaram conhecer.

TABELA 7. Esquema das amostragens efetuadas.

Ano	Processo de Amostragem	Método de Amostragem	Có- digo
1956	Amostragem Independente	Blocos/pontos aleatórios	1
		Pontos aleatórios	2
		Pontos sistemáticos	3
		Transectos	4
1965	Amostragem Repetição	Blocos/pontos aleatórios	1
	Total	Pontos aleatórios	2
		Pontos sistemáticos	3
		Transectos	4
	Dupla Amostragem	Blocos/pontos aleatórios	1
		Transectos	4
	Amostragem Repetição	Blocos/pontos aleatórios	1
	Parcial	Transectos	4
1975	Amostragem Repetição	Blocos/pontos aleatórios	1
	Total	Pontos aleatórios	2
		Pontos sistemáticos	3
		Transectos	4
	Dupla Amostragem	Blocos/pontos aleatórios	1
		Transectos	4
	Amostragem Repetição	Blocos/pontos aleatórios	1
	Parcial	Transectos	4
1985	Amostragem Independente	Pontos sistemáticos	5
		Transectos	6

Em 1965 estas amostragens foram remedidas com características de repetição total e os métodos (blocos/pontos e transectos) forneceram estimativas de cobertura florestal total através de processos de dupla amostragem e de repetição parcial.

O mesmo procedimento foi adotado na obtenção de estimativas de proporções referentes à situação florestal de 1975.

No ano de 1985, em função das características do mapa florestal elaborado, não se efetuou remediações de amostragens empregadas anteriormente e, sim, empregou-se uma amostragem independente com o método dos transectos e o da grade de pontos.

A justificativa de não se empregar a amostragem repetição total, dupla amostragem e amostragem repetição parcial em estimativas de proporções em 1985 decorre do problema gerado pelas diferenças de escala e métodos de elaboração das cartas florestais de 1956, 1965 e 1975 e do mapa florestal de 1985.

A ampliação da carta de 1985 para a escala de 1:60.000 geraria distorções, uma vez que a mesma é produto de interpretação visual de imagens orbitais, enquanto que as outras são produto de restituição fotogramétrica de aerofotogramas.

Outrossim, levantamentos futuros (anuais, bi-anuais) de acompanhamento da cobertura florestal em imagens de satélite podem ser realizados por processos de múltiplas ocasiões, dos métodos empregados no momento, a partir da comprovação com a análise de 1956/65, 1965/75, da eficiência dos processos em questão. O objetivo da pesquisa é fornecer uma alternativa viável na quantificação de áreas florestais, a partir dos métodos de amostragem em processos de múltiplas ocasiões.

4.8.5. *Análise de Eficiência e Precisão dos Levantamentos por Amostragem em Relação aos Dados Reais*

Como foi referido para cada período (1956, 1965 e 1975), existia um mapeamento com planimetria de todos os povoamentos florestais, o que proporcionou a obtenção dos percentuais reais de cobertura por tipo florestal. Sendo assim, foi possível estudar a eficiência de cada método e processo de amostragem adotado. Para tanto, necessitou-se comparar os resultados amostrais com os dados reais e, neste sentido, dois procedimentos de análise foram seguidos: um, desenvolvido a partir de testes especiais de significância para grandes amostras, e outro, a partir do erro de interpretação.

4.8.5.1. *Teste de Significância*

Foi testado se a estimativa de proporções por método de amostragem difere significativamente ou não do valor real da proporção de cobertura florestal por um determinado tipo. Assim, considerou-se como hipótese da nulidade (H_0) o seguinte: as proporções estimadas por métodos e processos de amostragem não diferem significativamente da proporção real a um determinado nível de significância.

A hipótese alternativa (H_1) diz que as proporções estimadas diferem significativamente da proporção real.

Então, para se testar a hipótese da nulidade, foi necessário primeiramente considerar os seguintes elementos:

P = proporção estimada pela amostragem;

p = proporção real do tipo florestal na área em estudo no período considerado;

$$q = 1 - p;$$

n = tamanho da amostra.

Com estes elementos calculou-se o valor da variável padronizada z :

$$z = \frac{P - p}{\sqrt{p \cdot q/n}}$$

Inicialmente, para o teste das hipóteses considerou-se o nível de significância de 5%. Os valores críticos de z para um teste bilateral a 5% são de -1,96 a 1,96. Portanto, se o valor da variável z padronizada calculada estiver compreendida no intervalo $-1,96 \leq z \leq 1,96$, aceita-se a hipótese H_0 de que as proporções são iguais e que a diferença observada é devida à flutuação na aplicação dos métodos de amostragem.

No caso de prevalecer a hipótese alternativa H_1 , de que a proporção estimada por amostragem não é igual à real, uma das causas que se pode inferir é a de se estar cometendo um erro do tipo I, que segundo COSTA NETO²⁰ é rejeitar a hipótese H_0 quando a mesma terá que ser aceita por ser verdadeira.

A partir desta probabilidade, sempre que se constatou que H_0 era rejeitada ao nível de 0,05, testava-se, ao nível de 0,01, se H_0 era aceita ou continuava sendo rejeitada, pois tanto COSTA NETO²⁰ como SPIEGEL⁸⁶ salientam que, na prática, normalmente os testes de hipóteses são realizados com base na significância de 5% ou de 1%.

O nível de significância de 1% indica que, em 100, tem-se uma chance de rejeitar a hipótese H_0 , quando na realidade ela deveria ser aceita. O nível de 5% vai indicar que a probabilidade de cometer este erro é da ordem de 5 em 100.

Assim, para um teste bilateral a um nível de 0,01, os valores críticos de z são -2,58 a 2,58.

4.8.5.2. Erro de Interpretação

Este procedimento de análise constitui-se em comparar as áreas dos tipos florestais e do total, obtidas pelos métodos de amostragem, com os valores reais das superfícies destes tipos.

HERNANDEZ & SHIMABUKURO³⁴ apresentam a seguinte fórmula, que permite o cálculo do erro percentual entre as áreas em comparação:

$$C = \frac{B - A}{A} \times 100$$

onde:

C = desvio percentual entre as duas áreas ou erro de interpretação;

A = área real;

B = área obtida pela amostragem.

Este processo de aferição dos resultados e verificação de sua eficiência é normalmente efetuado em áreas testes quando se executa um levantamento para uma região de considerável extensão. A partir disto, este método é recomendado quando os levantamentos são fixados a nível de reconhecimento e aplicados para extensas áreas e ainda quando o número de estratos for relativamente grande.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1. ANÁLISE DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DOS PERCENTUAIS DE COBERTURA FLORESTAL

5.1.1. *Distribuição Espacial da Cobertura Florestal em 1956*

A Tabela 8 apresenta os parâmetros de distribuição espacial de cobertura florestal, por unidade de 100 ha, de cada tipo florestal considerado e do conjunto total de florestas no ano de 1956.

Quanto ao índice de dispersão, verificou-se que a cobertura florestal constituída unicamente por capoeira apresentava-se com maior dispersão na superfície do município, por ser uma vegetação secundária, que sucede a derrubada das florestas e que se desenvolve em áreas abandonadas pela agricultura (SILVA⁸⁴). Pelo valor do índice obtido, notou-se uma total dispersão deste tipo de cobertura, podendo-se afirmar que a regeneração de áreas florestais ocorria simultaneamente em vários pontos do município, em pequenas áreas anteriormente utilizadas pela agricultura.

Segundo informações que se dispõe da região, obtidas por GASTAL & ARAUJO²⁷, KONZEN & RICHTER⁵⁴ e SILVA⁸⁴, na época considerada a economia agrícola era basicamente de subsistência e as práticas de recuperação dos solos através de correção e

TABELA 8. Parâmetros da distribuição espacial em 1956.

Cobertura florestal	Coordenadas do centro de gravidade (UTM)		Dispersão eixo X (km)	Dispersão eixo Y (km)	Raio de dispersão (km)	Índice de dispersão
	X ₀ (km)	Y ₀ (km)				
Mata nativa fechada	290,955	6.830,454	7,017	9,541	11,844	- 0,566
Reflorestamento	294,674	6.830,716	3,910	5,714	6,924	- 0,193
Capoeira	292,428	6.822,446	6,263	14,029	15,364	- 0,953
Mata nativa aberta	291,266	6.831,035	6,334	11,786	13,328	- 0,717
Mata ciliar	294,983	6.826,632	8,481	9,031	12,389	- 0,619
Cobertura total	291,304	6.829,642	7,072	10,341	12,528	- 0,663

Origem das coordenadas UTM acrescidas às constantes: Y - Equador - 10.000 km
X - Meridiano 51°W - 500 km

adubação eram praticamente inexistentes, sendo comum o rodízio de terras na propriedade rural, procurando-se recuperar pela prática de pousio a fertilidade de áreas.

Verificou-se também uma alta dispersão das florestas naturais abertas, que são as florestas remanescentes por exploração da floresta nativa, sendo o índice ligeiramente menor que o das capoeiras. As causas desta dispersão estão em alguns aspectos relacionados à anterior, pois com o avanço sobre novas áreas para a implantação de agricultura ocorria, inicialmente, uma exploração das madeiras nobres, permanecendo o restante para ser derrubado, queimado e encoivarado nas etapas seguintes.

Com menor dispersão apresentavam-se as coberturas constituídas de matas ciliares e mata nativa fechada, respectivamente, sendo que a dispersão de matas ciliares é obviamente explicada pela sua disposição ao longo dos rios e arroios, enquanto que a da floresta nativa fechada é explicada pela presença de grandes áreas florestais na região central do município. Isto é verificável pela análise dos raios de dispersão do conjunto em relação ao seu centro de gravidade.

A cobertura florestal de maior concentração era a constituída pelo reflorestamento, no caso povoamentos de eucalipto que se localizavam em torno da sede municipal, o maior centro consumidor de matéria prima florestal. Exatamente por este fator é que devem ter ocorrido estes reflorestamentos próximos à cidade.

A partir da combinação destes índices, estabeleceu-se o índice de dispersão da cobertura florestal total por unidade de área e constatou-se que esta cobertura tende mais para dispersão do que para concentração, pois em cerca de 63% da área

distribuíram-se áreas florestais, quaisquer que fossem os tipos.

Na Tabela 8 são apresentados os parâmetros que dizem respeito ao posicionamento do conjunto da cobertura florestal, mostrando a sua variabilidade em relação ao seu centro de gravidade.

Neste sentido, a análise da dispersão sobre o centro de gravidade, em relação aos eixos de orientação Norte-Sul e Leste-Oeste, indicou que em todos os casos há uma maior dispersão sobre o eixo Norte-Sul do que sobre o eixo Leste-Oeste. Para alguns tipos de cobertura florestal, como a capoeira e a mata nativa aberta, esta diferença de dispersão é bem mais pronunciada, mostrando ainda que a concentração destas coberturas ocorre em uma estreita faixa de área no sentido Norte-Sul, exatamente na área de maior predominância da colonização. Este fator de distribuição da cobertura, sendo maior sobre um determinado eixo, faz com que eleve-se o índice de dispersão, o que foi constatado.

Como havia ocorrência de mata nativa fechada e de mata ciliar na zona original de campo, a disposição das florestas em relação ao centro de gravidade alterou-se substancialmente, diminuindo a dispersão sobre o eixo Norte-Sul, com o consequente aumento da dispersão sobre o eixo Leste-Oeste.

A cobertura por reflorestamento, por sua pouca representatividade em termos de área e por se encontrar, na ocasião do levantamento, mais concentrada, foi a que apresentou os menores valores de dispersão em relação aos eixos.

No caso da cobertura florestal como um todo, havia o predomínio da dispersão em relação ao eixo Norte-Sul.

Em relação ao posicionamento do centro de gravidade dos conjuntos de coberturas florestais, verificou-se que a capoeira apresentava maior distância da sede municipal, cerca de 12,6 km, enquanto que a de maior proximidade é a do tipo florestal 2, com centro de gravidade distante 4,1 km. As matas nativas fechadas, em maior número e de maior importância econômica, tinham o seu centro de gravidade situado a 6,7 km, enquanto o das matas nativas abertas localizava-se a 6,1 km e o das matas ciliares, a 7,9 km. Considerando-se o conjunto da cobertura florestal, o seu centro de gravidade estava posicionado a 7,0 km.

A Figura 6 ilustra a distribuição espacial da cobertura florestal no município de Ibirubá - RS no ano de 1956.

5.1.2. *Distribuição Espacial da Cobertura Florestal em 1965*

Na Tabela 9, onde estão relacionados os valores da distribuição espacial da cobertura florestal no ano de 1965, verifica-se que, em relação à situação anterior (1956), houve alterações significativas em alguns parâmetros, principalmente no que tange à dispersão da cobertura florestal.

Em 1965 houve decréscimo da cobertura de todos os tipos, com exceção dos reflorestamentos, onde se registrou um pequeno acréscimo.

Com relação ao índice de dispersão, observou-se que a cobertura constituída pelo grupo das capoeiras continuou sendo a de maior dispersão na área, aumentando a distribuição das florestas em torno do eixo Norte-Sul. Da mesma maneira, a cobertura florestal de mata nativa aberta aumentou a sua dispersão sobre a área municipal em cerca de 0,144 valores de índice,

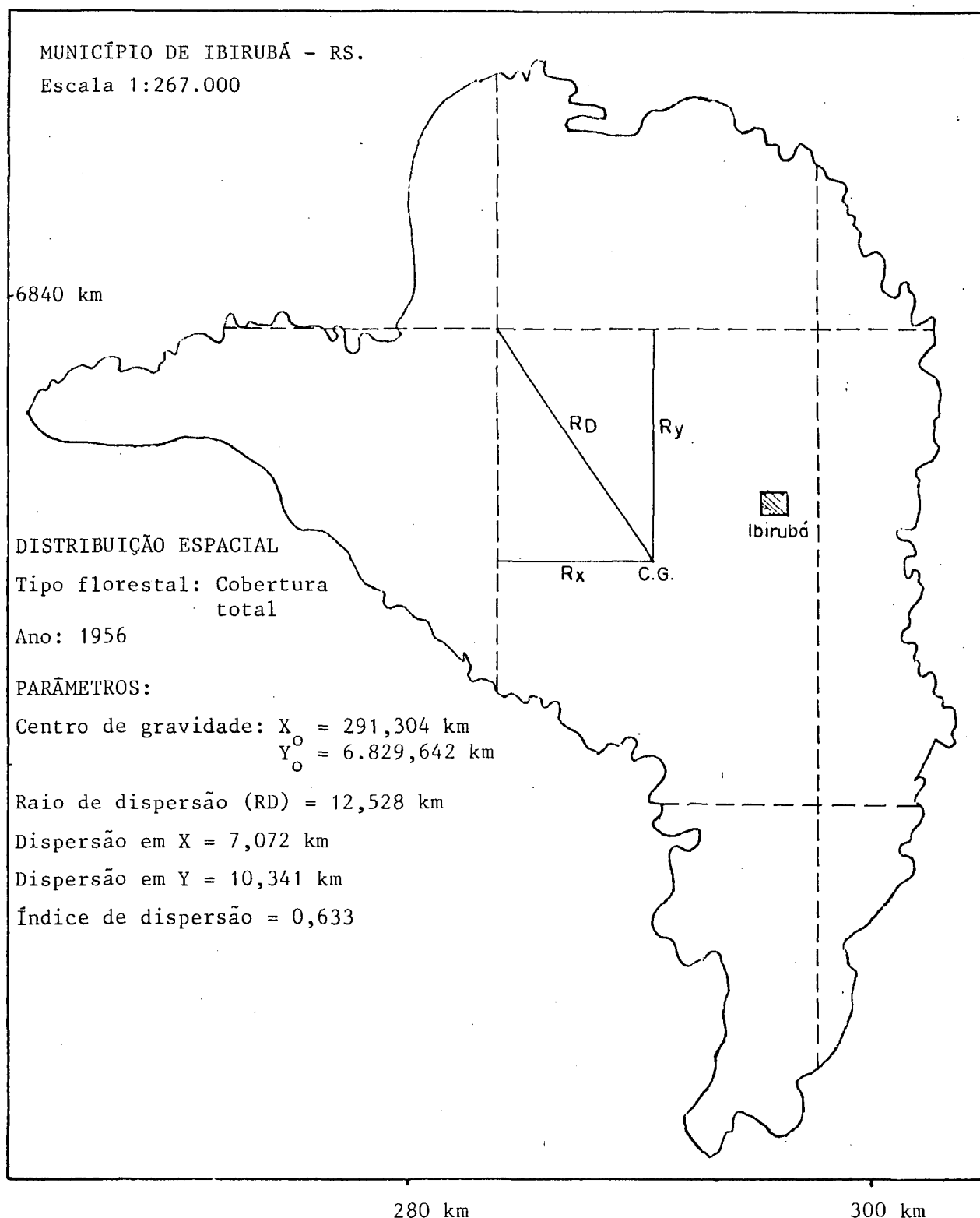


FIGURA 6. Distribuição espacial da cobertura florestal em 1956.

TABELA 9. Parâmetros da distribuição espacial em 1965.

Cobertura florestal	Coordenadas do centro de gravidade (UTM)		Dispersão eixo X (km)	Dispersão eixo Y (km)	Raio de dispersão (km)	Índice de dispersão
	X ₀ (km)	Y ₀ (km)				
Mata nativa fechada	290,449	6.830,288	7,019	9,573	11,872	- 0,669
Reflorestamento	294,050	6.832,817	3,371	4,015	5,243	- 0,111
Capoeira	291,522	6.822,758	6,211	15,476	16,676	- 1,122
Mata nativa aberta	290,550	6.830,594	7,463	12,559	14,187	- 0,812
Mata ciliar	294,484	6.826,069	9,836	10,225	14,187	- 0,812
Cobertura total	290,722	6.829,679	7,215	10,031	12,602	- 0,641

Origem das coordenadas UTM acrescidas às constantes: Y - Equador - 10.000 km
X - Meridiano 51°W - 500 km

registrando-se igualmente um aumento da variabilidade de florestas sobre o eixo Norte-Sul e, conseqüentemente, diminuindo o raio de dispersão sobre o eixo Leste-Oeste em cerca de 1,0 km.

Outro tipo de cobertura que teve considerável alteração no valor do índice de dispersão foi o das matas ciliares. Isto pode ser explicado pelo fato de que, com o desmatamento parcelado das florestas fechadas, ficaram algumas áreas marginais a rios e arroios com vegetação, consideradas como ciliares no segundo levantamento. Observou-se, também, um aumento da variabilidade deste conjunto sobre os dois eixos de referência.

Quanto à mata nativa fechada, apesar da ocorrência de desmatamento, a situação quanto à distribuição espacial da cobertura florestal permanece a mesma, indicando que as alterações ocorreram indistintamente em toda a área municipal. Isto pode ser constatado pela localização do centro de gravidade, que apresentou um pequeno deslocamento.

Com respeito a esses deslocamentos, a Tabela 10 apresenta as principais modificações entre os parâmetros de distribuição espacial dos tipos florestais, considerados quanto ao aspecto de sua cobertura. São registrados os deslocamentos, em quilômetros, dos centros de gravidade, bem como o sentido, e apresentando ainda a distância dos centros de gravidade à sede municipal.

Observou-se, pela Tabela 10, que o menor deslocamento do centro de gravidade ocorrido foi o da mata nativa fechada, comentado anteriormente, e o maior deslocamento foi o da capoeira, com maior alteração observada no período considerado.

O sentido dos deslocamentos foi em todos os casos para o lado oeste, variando apenas o quadrante, constatando-se que

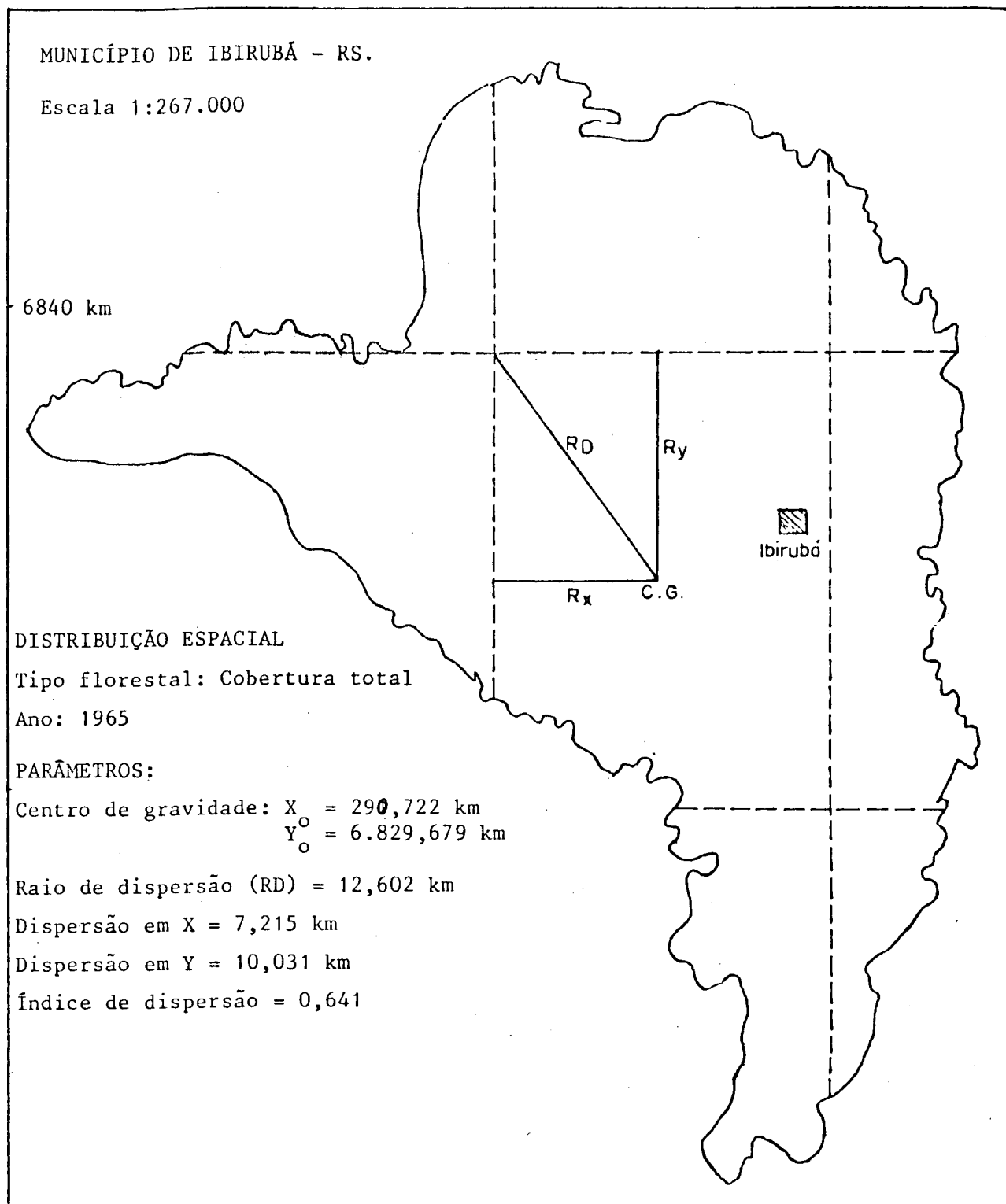
TABELA 10. Deslocamentos dos centros de gravidade no período 1956/65 e distância à sede municipal.

Cobertura florestal	Deslocamento do centro de gravidade (km)	Sentido	Distância do centro de gravidade à sede (m)
Mata nativa fechada	0,533	Sudoeste	7.200
Reflorestamento	2,192	Noroeste	2.800
Capoeira	0,958	Noroeste	12.660
Mata nativa aberta	0,857	Sudoeste	6.940
Mata ciliar	0,752	Sudoeste	8.600
Total	0,583	Oeste	7.360

o deslocamento do centro de gravidade da cobertura florestal total foi exatamente para o oeste. Este deslocamento comum para o mesmo sentido é forte indicativo de ter ocorrido maior número de modificações na área florestal no lado oeste do município.

Quanto ao posicionamento em relação à sede municipal, verificou-se que o grupo de reflorestamentos teve o seu centro de gravidade situado a uma menor distância do que a anteriormente observada, enquanto que em relação aos demais centros houve um aumento na distância. Todos os centros de gravidade encontravam-se em posição sudoeste a partir da sede municipal.

A Figura 7 ilustra a distribuição espacial da cobertura florestal em 1965.



280 km

300 km

COORDENADAS UTM: Origem: Equador - 10.000 km (Y)
 Meridiano 51° W - 500 km (X)

FIGURA 7. Distribuição espacial da cobertura florestal em 1965.

5.1.3. *Distribuição Espacial da Cobertura Florestal em 1975*

A Tabela 11 apresenta os parâmetros da distribuição espacial da cobertura florestal em 1975, enquanto que na Tabela 12 estão dispostos os valores relativos aos deslocamentos dos centros de gravidade e das distâncias até a sede municipal.

Com relação às modificações ocorridas, registrou-se inicialmente um aumento da dispersão da cobertura florestal constituída por reflorestamentos, indicando que os reflorestamentos no período foram efetuados em pontos mais distantes dos anteriormente existentes, que se encontravam próximos à cidade. Verificou-se também uma redução sensível da dispersão das matas nativas abertas, mesmo constatando-se um aumento de área deste tipo florestal. Com a diminuição da variabilidade sobre o eixo Norte-Sul, pode-se dizer que há uma distribuição centralizada desta cobertura.

A mata nativa fechada, apesar de ser a que maiores alterações sofreu em termos de área, praticamente apresentou os mesmos valores de dispersão que o período anterior, mas com um deslocamento acentuado do centro de gravidade para o quadrante noroeste. A maior variabilidade constatada em relação ao eixo Leste-Oeste, em termos do raio de giração ou de dispersão, foi o que provocou o deslocamento do centro de gravidade, pelas alterações de coberturas florestais na porção central à leste do município. Este fato também é responsável pelo aumento da concentração de áreas de florestas do tipo 4, pois este tipo é originado a partir da exploração do tipo 1. A exploração ocorrida sobre o tipo 1 na região apresentou repercussões sobre o tipo 4, o que realmente foi constatado.

TABELA 11. Parâmetros da distribuição espacial em 1975.

Cobertura florestal	Coordenadas do centro de gravidade (UTM)		Dispersão eixo X (km)	Dispersão eixo Y (km)	Raio de dispersão (km)	Índice de dispersão
	X ₀ (km)	Y ₀ (km)				
Mata nativa fechada	289,358	6.831,329	7,678	9,546	12,251	- 0,606
Reflorestamento	291,281	6.830,571	6,114	7,668	9,808	- 0,388
Capoeira	293,109	6.821,126	6,215	14,437	15,718	- 0,997
Mata nativa aberta	289,795	6.830,966	6,227	7,398	9,670	- 0,377
Mata ciliar	290,036	6.831,669	11,444	8,276	14,327	- 0,828
Cobertura total	289,781	6.830,559	7,899	10,017	12,748	- 0,656

Origem das coordenadas UTM acrescidas às constantes: Y - Equador - 10.000 km
X - Meridiano 51°W - 500 km

TABELA 12. Deslocamentos e distâncias dos centros de gravidade à sede municipal.

Cobertura florestal	Deslocamento do centro de gravidade (km)	Sentido	Distância do centro de gravidade à sede (m.)
Mata nativa fechada	1,508	Noroeste	7.630
Reflorestamento	3,565	Sudoeste	6.370
Capoeira	2,276	Sudoeste	13.730
Mata nativa aberta	0,842	Noroeste	7.400
Mata ciliar	7,152	Noroeste	6.820
Cobertura total	1,288	Noroeste	7.600

Este deslocamento para o lado oeste, observado pela segunda vez, fornece elementos que possibilitam afirmar que o desmatamento sobre este tipo tem maior intensidade no lado leste e zona central do município. A simples visualização dos mapas florestais da época mostra claramente esta tendência.

A cobertura de capoeira teve o seu raio de dispersão diminuído sobre o eixo Norte-Sul, mas permanecendo com a cobertura de maior dispersão sobre a área do município, seguida pelo índice de dispersão das matas ciliares.

Quanto à dispersão da cobertura florestal por unidade de área, mesmo com as alterações detectadas em alguns tipos florestais, a mesma permanece inalterada, apenas com um sensível deslocamento do centro de gravidade; isto se deve ao comportamento da cobertura total, que é fortemente influenciado pela mata nativa fechada, tipo de maior ocorrência no conjunto de áreas florestais (vide Figura 8).

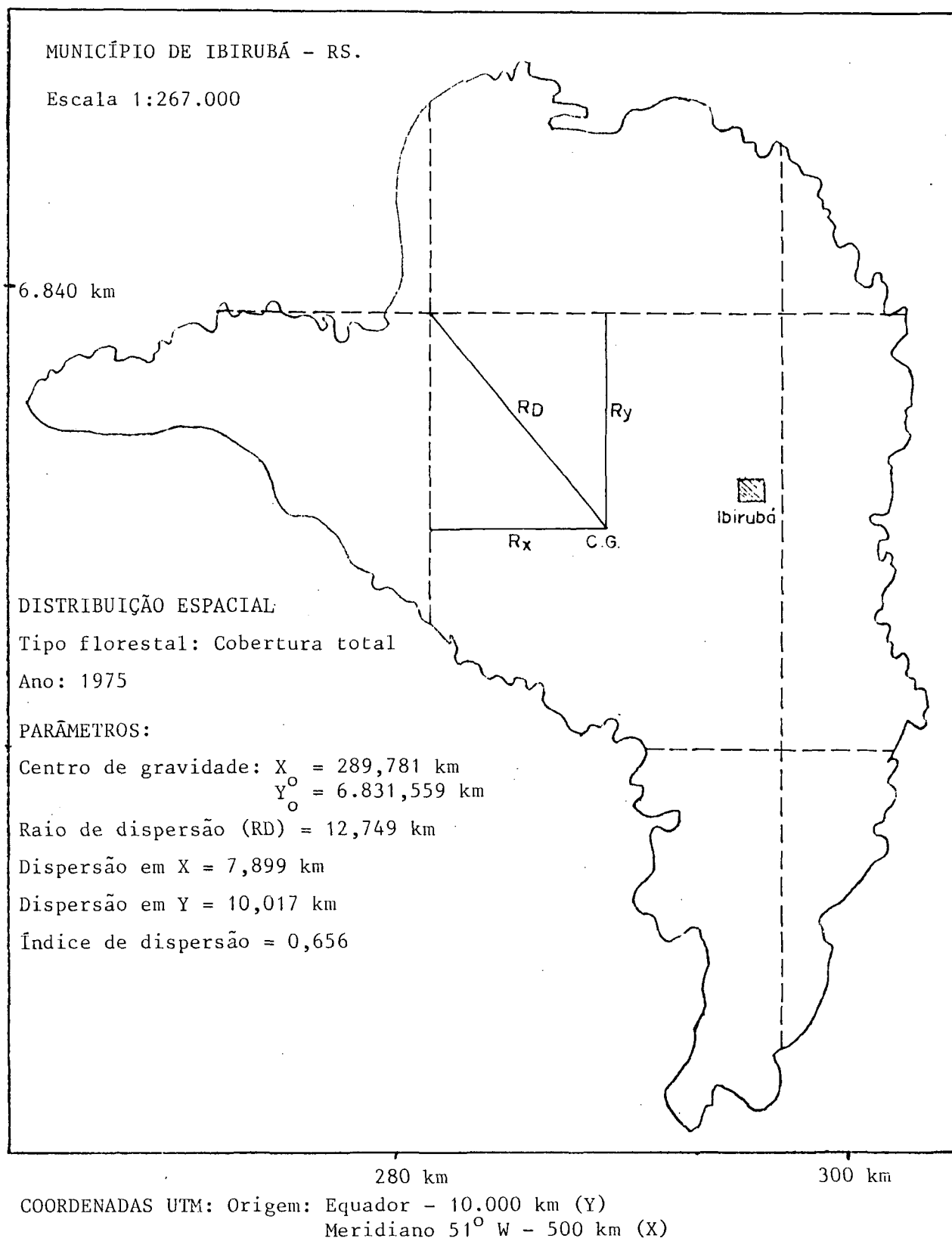


FIGURA 8. Distribuição espacial da cobertura florestal em 1975.

Quanto à variação de posição dos centros de gravidade entre 1965 e 1975, observou-se que os deslocamentos salientes foram os de mata ciliar e de reflorestamentos, mas em geral todos apresentaram sensíveis deslocamentos quando comparados à modificação observada em 1956 e 1965.

Os deslocamentos dos centros de gravidade da cobertura de capoeira no sentido leste indica que as alterações, neste tipo foram mais pronunciadas no lado oeste do município.

5.1.4. *Distribuição Espacial do Desmatamento Ocorrido entre 1956 e 1965*

Na Tabela 13 são apresentados os parâmetros que dizem respeito à distribuição espacial do desmatamento no período de 1956 a 1965, considerados os desmatamentos das matas naturais.

Pelos dados analisados observou-se que os parâmetros do desmatamento estão relacionados à distribuição espacial dos percentuais de cobertura florestal por unidade de área dos tipos florestais, ou seja, o comportamento da distribuição espacial de uma época para outra tem explicação a partir da distribuição espacial do desmatamento ocorrido.

Analisando inicialmente quanto à posição central das distribuições, constatou-se que os centros de gravidade dos percentuais de cobertura florestal dos tipos florestais e do conjunto de floresta deslocaram-se para o lado oeste do município entre 1956 e 1965. Isto ocorreu em função do desmatamento ter sido mais pronunciado no lado leste, pois encontravam-se em posição leste à posição dos centros de gravidade das coberturas florestais por unidade de área em 1965, comprovando

TABELA 13. Parâmetros da distribuição espacial do desmatamento - 1956/65.

Cobertura florestal	Coordenadas do centro de gravidade (UTM)		Dispersão eixo X (km)	Dispersão eixo Y (km)	Raio de dispersão (km)	Índice de dispersão
	X ₀ (km)	Y ₀ (km)				
Mata nativa fechada	292,113	6.830,498	6,926	9,803	12,003	- 0,581
Reflorestamento	---	---	--	--	--	--
Capoeira	293,435	6.820,551	5,900	12,691	13,995	- 0,790
Mata nativa aberta	291,732	6.831,824	5,260	10,834	12,843	- 0,585
Mata ciliar	294,620	6.824,267	7,454	6,839	14,205	- 0,814
Cobertura total	292,786	6.829,256	6,400	10,631	12,408	- 0,621

Origem das coordenadas UTM acrescidas às constantes: Y - Equador - 10.000 km
X - Meridiano 51°W - 500 km

assim uma maior concentração do desmatamento neste lado do município.

Em relação aos fatores antrópicos, que teriam sido causas deste desmatamento na porção leste, tanto SILVA⁸⁴ quanto GASTAL & ARAUJO²⁷ sugerem explicações para isto. SILVA⁸⁴, com respeito ao processo de colonização na zona de mata natural, diz que é exatamente o lado leste do município o de maior desmatamento por este fator. GASTAL & ARAUJO²⁷, ao comentarem a estrutura fundiária e a economia agrícola da época, concluíram que esta era basicamente de subsistência em propriedades de caráter minifundiário.

Quanto à dispersão do desmatamento sobre o município, verificou-se que a cobertura por mata ciliar foi a que apresentou um maior índice de dispersão, com uma pronunciada variabilidade dos desmatamentos sobre o eixo Leste-Oeste.

Com exceção da mata ciliar, as demais coberturas tiveram no período um desmatamento com maior variabilidade sobre o eixo Norte-Sul. Este fato concorda com os parâmetros de dispersão observados quando se efetuou o cálculo das distribuições espaciais das coberturas florestais nos anos de 1956 e 1965, que, igualmente, indicavam uma variabilidade maior de áreas florestais sobre o eixo Norte-Sul; portanto, explica o porquê do desmatamento ser mais pronunciado sobre este eixo. Em geral, os índices de dispersão do desmatamento no município acompanham os índices de dispersão das coberturas florestais, sendo que as modificações de maior intensidade referem-se às posições centrais (vide Figura 9).

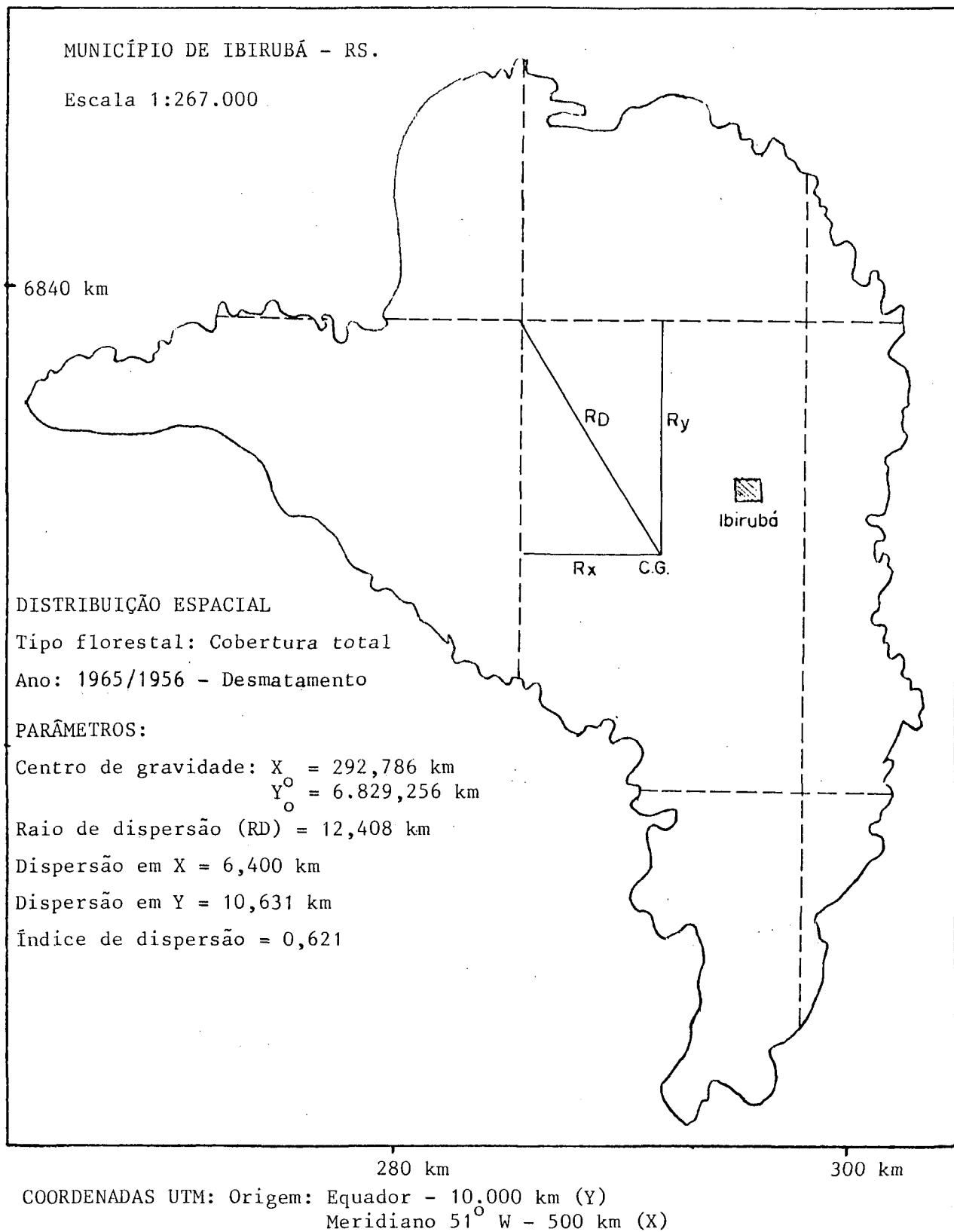


FIGURA 9. Distribuição espacial do desmatamento 1956 e 1965.

5.1.5. *Distribuição Espacial do Desmatamento Ocorrido entre
1965 e 1975*

Na Tabela 14 são apresentados os parâmetros da distribuição espacial dos desmatamentos de cada tipo de cobertura florestal e do conjunto.

Com relação à posição dos centros de gravidade das coberturas florestais em 1975, verificou-se que se deslocaram para o lado oeste em função dos desmatamentos na parte leste, com exceção do centro de gravidade do conjunto de capoeiras, que apresentou um deslocamento para o lado oeste. Estes comentários fundamentam-se na análise dos dados da distribuição dos desmatamentos, onde se verificou um posicionamento dos centros de gravidade à leste da posição dos centros de gravidade das distribuições de cobertura por matas nativas. Ressalva deve ser feita às capoeiras, onde as maiores alterações ocorreram a oeste. Este fato foi constatado pela posição do seu centro de gravidade em relação ao centro de gravidade das áreas desmatadas.

As capoeiras compreendem áreas florestais que apresentaram, no período, as mais significativas alterações quanto à distribuição espacial de seu desmatamento, com um índice de dispersão sobre a superfície do município, apresentando uma variabilidade, definida pelos raios de dispersão, maior sobre o eixo Norte-Sul. Os demais desmatamentos apresentaram a mesma tendência quanto aos raios de dispersão. O tipo florestal com menor dispersão sobre a área municipal foi o das matas nativas fechadas.

A Tabela 15 apresenta as distâncias entre os centros de gravidade dos desmatamentos ocorridos no período 1956 a 1965,

TABELA 14. Parâmetros da distribuição espacial do desmatamento - 1965/75.

Cobertura florestal	Coordenadas do centro de gravidade (UTM)		Dispersão eixo X (km)	Dispersão eixo Y (km)	Raio de dispersão (km)	Índice de dispersão
	X ₀ (km)	Y ₀ (km)				
Mata nativa fechada	291,458	6.829,385	6,346	9,670	11,566	- 0,540
Reflorestamento	---	---	--	--	--	--
Capoeira	289,495	6.825,095	5,704	15,595	16,605	1,110
Mata nativa aberta	291,628	6.829,761	7,142	13,494	15,267	- 0,941
Mata ciliar	293,361	6.827,629	8,289	8,759	12,059	- 0,587
Cobertura total	292,088	6.828,294	5,919	10,879	12,385	- 0,619

Origem das coordenadas UTM acrescidas às constantes: Y - Equador - 10.000 km
X - Meridiano 51°W - 500 km

em relação aos dos desmatamentos ocorridos de 1965 a 1975, bem como o sentido de deslocamento dos mesmos.

TABELA 15. Deslocamentos dos centros de gravidade dos desmatamentos.

Desmatamento	Deslocamento do centro de gravidade (km)	Sentido
Mata nativa fechada	1,291	Sudoeste
Capoeira	6,014	Noroeste
Mata nativa aberta	1,527	Noroeste
Mata ciliar	3,590	Noroeste
Cobertura Total	1,189	Sudoeste

Quanto à evolução do desmatamento, verificou-se que, em termos de distribuição espacial, as alterações mostram uma tendência de os desmatamentos deslocarem para a parte oeste do município, onde permaneciam como remanescentes os povoamentos florestais mais significativos em termos de área.

Esta tendência, aliada ao desmatamento maior no lado leste, mostra uma inversão do quadro florestal do município de Ibirubá.

De uma situação onde predominava a cobertura florestal na parte leste do município, em razão de ser a zona original de mata, sobre a cobertura florestal na zona original de campo, verificou-se com o passar dos anos uma sensível alteração neste predomínio, ocasionada pela manutenção de áreas florestais

no lado oeste e o desmatamento verificado no lado leste (vide Figura 10).

Com referência ao sentido de deslocamento do centro de gravidade do desmatamento de mata nativa fechada para o sudoeste, e por influência o do desmatamento da cobertura total para o mesmo sentido, pode-se afirmar que o alagamento de parte da área do município pelas águas da Hidroelétrica do Passo Real foi fator preponderante nisto, considerando-se que inúmeras áreas florestais ficaram submergidas, sendo, portanto, consideradas como áreas desmatadas.

Os desmatamentos dos demais tipos florestais, em relação à época, foram mais intensos no sentido noroeste.

5.1.6. *Distribuição Espacial da Cobertura Florestal em 1985 e do Desmatamento entre 1975 e 1985*

A Tabela 16 mostra as estimativas referentes à distribuição espacial da cobertura florestal em 1985, obtidas por um processo aleatório simples, que abrangeu 225 unidades das 901 em que foi dividido o município de Ibirubã.

Comparando-se com a posição do centro de gravidade da cobertura florestal em 1975, verificou-se um deslocamento de cerca de 1,1 km no sentido noroeste, indicando que o desmatamento continuou no período 1975-1985 mais intenso no lado leste do município, mais especificamente no quadrante sudeste.

Considerando o período de aproximadamente 30 anos (1956-1985), o deslocamento verificado do centro de gravidade da cobertura florestal foi da ordem de 2.700 m para o noroeste do município, em um rumo de $42^{\circ}33'55''$, mostrando que a diminuição

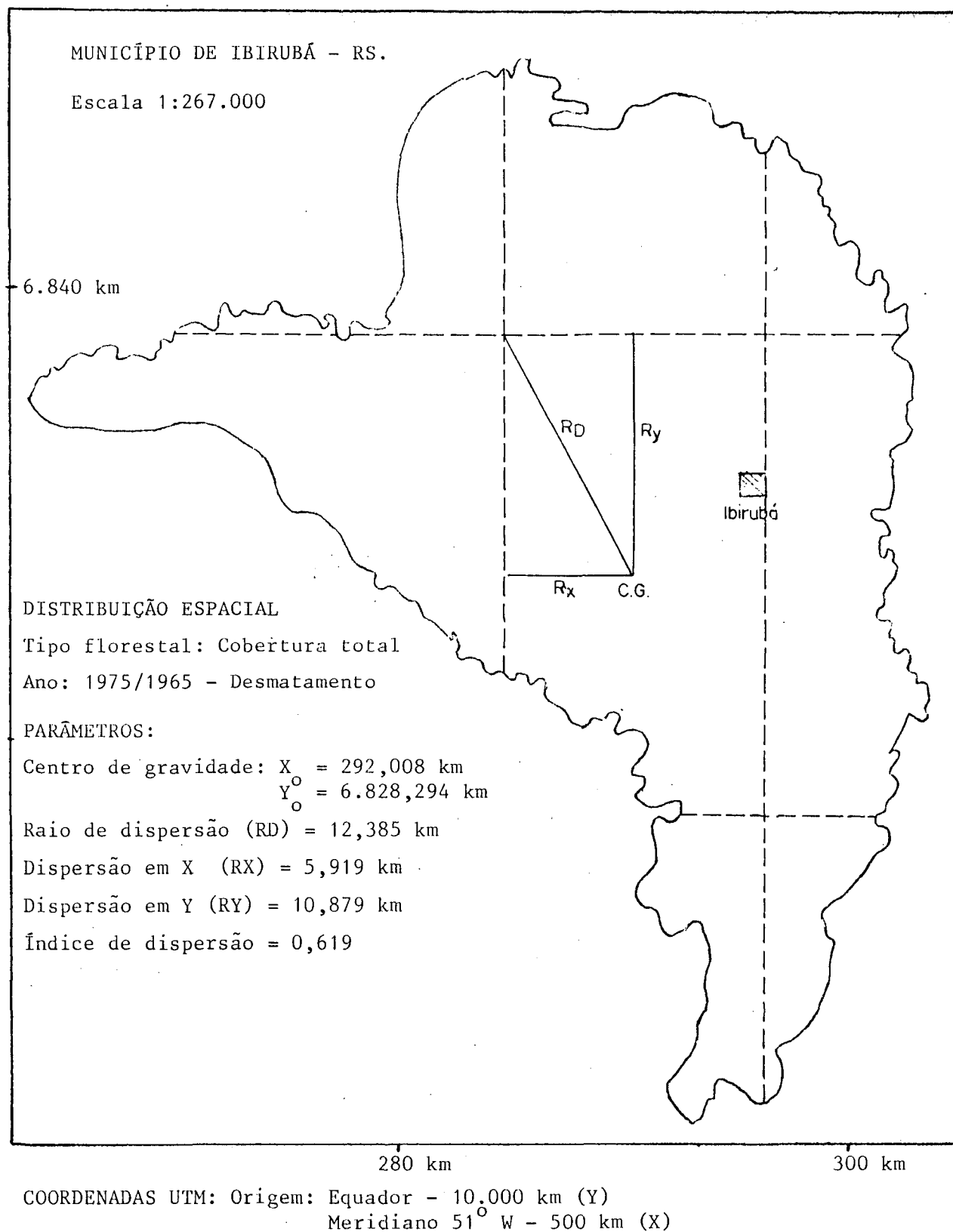


FIGURA 10. Distribuição espacial do desmatamento entre 1965 e 1975.

TABELA 16. Estimativa dos parâmetros da distribuição espacial da cobertura florestal em 1985.

Elementos	Estimativas
Centro de gravidade	$X_0 = 289.478,8 \text{ m}$ $Y_0 = 6.831.629,4 \text{ m}$
Dispersão sobre X	7.653,27 m
Dispersão sobre Y	8.678,14 m
Raio de dispersão	11.570,77 m
Índice de dispersão	0,54

da área florestal constatada em 1956 foi maior do lado leste, quadrante sudeste. Igualmente, modificações no quadrante sudoeste do município (alagamento pela bacia hidráulica do Passo Real) influenciaram o deslocamento do centro de gravidade para a parte Norte.

Quanto à dispersão da cobertura florestal em relação aos eixos, observou-se uma maior dispersão das unidades sobre o eixo Norte-Sul. Este raio de dispersão foi inferior ao apresentado pela cobertura florestal de 1975, mostrando uma significativa redução da variabilidade sobre o eixo Norte-Sul no período 1975-1985. A variabilidade em torno do eixo foi mantida, apresentando um raio de dispersão semelhante ao registrado em 1975.

A redução da variabilidade sobre o eixo Norte-Sul é um fator indicativo de que a cobertura florestal remanescente em 1985 apresenta uma tendência de concentração maior que as

coberturas florestais de 1956, 1965 e 1975. Este fato é evidenciado pelo índice de dispersão, que é o menor já registrado.

Com relação à distribuição espacial do desmatamento entre 1975 e 1985, as estimativas dos parâmetros são apresentadas na Tabela 17.

TABELA 17. Estimativa dos parâmetros da distribuição espacial do desmatamento entre 1975 e 1985.

Elementos	Estimativas
Centro de gravidade	$X_0 = 289.878,00 \text{ m}$ $Y_0 = 6.830.419,00 \text{ m}$
Dispersão sobre X	8.543,30 m
Dispersão sobre Y	10.423,97 m
Raio de dispersão	13.471,90 m
Índice de dispersão	0,732

Pela análise da Tabela 17, verificou-se que o posicionamento do centro de gravidade do desmatamento encontra-se em posição sudeste à posição do centro de gravidade da cobertura florestal, mostrando ter sido neste quadrante a maior intensidade do desmatamento registrado.

Quanto à dispersão, observou-se que o desmatamento neste período teve maior variabilidade sobre o eixo Norte-Sul, sendo que apresentou um aumento da dispersão de unidades

quando referenciadas no eixo Leste-Oeste, o que provocou que o índice de dispersão fosse maior que os apresentados pelos desmatamentos nos períodos 1956/65 e 1965/75, em que pese ter sido o período 1975/85 o que menor intensidade de desmatamento apresentou.

As Figuras 11 e 12 ilustram a distribuição espacial da cobertura de 1956 e a distribuição espacial do desmatamento entre 1975-1985.

5.2. FREQUÊNCIAS DE UNIDADES POR CLASSES DE COBERTURA

5.2.1. *Análises e Agrupamento das Unidades por Classe*

A partir da mensuração da área florestal em cada unidade em que foi dividido o município, obteve-se os percentuais de cobertura de cada tipo florestal e do total. Estes percentuais foram agrupados em classes, cujas amplitudes foram de 5% para todos os casos em análise e de 10% para casos em que a correlação entre frequência e a classe era significativa ao nível de 95%.

Os resultados obtidos foram a frequência de unidades por classe, o percentual médio da classe (ou a área de floresta na unidade) e a área de floresta existente em cada classe. Obteve-se, igualmente, o número de unidades sem cobertura, o número de unidades com cobertura, bem como o percentual médio de cobertura destas unidades, a sua variância e a correlação entre a frequência e o tamanho da classe, com a análise da significância da correlação, para os anos de 1956, 1965 e 1975.

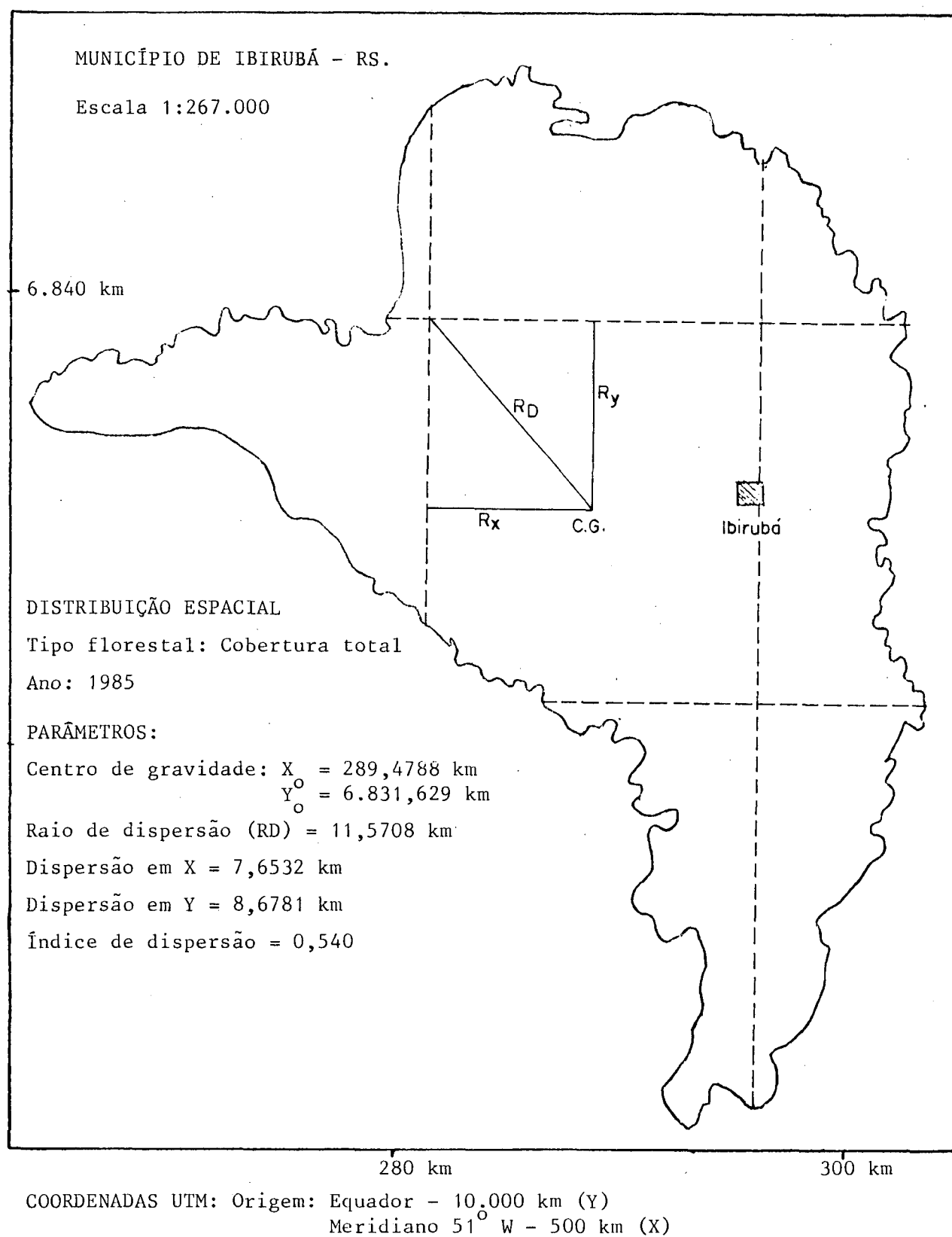


FIGURA 11. Distribuição espacial da cobertura florestal em 1985.

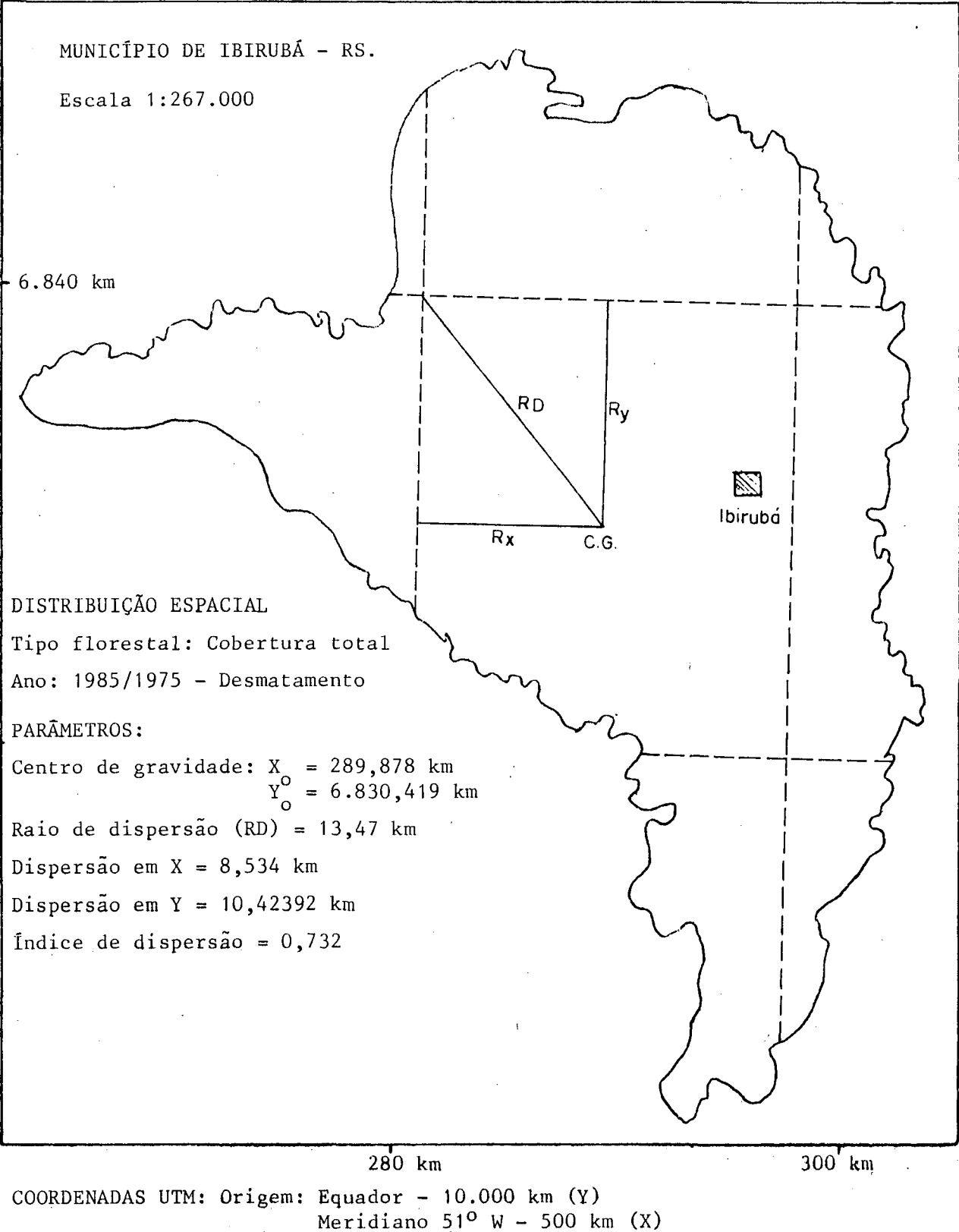


FIGURA 12. Distribuição espacial do desmatamento entre 1975 e 1985.

Para o ano de 1985, a freqüência foi estudada por amostragem, considerando-se a cobertura total em cada unidade.

A análise destes resultados permitiu definir as tendências do desmatamento relativamente aos seguintes elementos: fragmentação de áreas florestais, expressa pelo aumento da freqüência da área florestal nas classes iniciais, a partir destes nas classes superiores; redução do percentual médio de cobertura e aumento de unidades sem qualquer tipo de cobertura, entre outros.

5.2.1.1. *Freqüência de Cobertura Florestal por Classe no Ano de 1956*

As Tabelas 18 e 19 apresentam os agrupamentos das freqüências de unidades por classe de cobertura pelo tipo florestal 1, com amplitude de 5% (ou ha) e 10% (ou ha), respectivamente. Os elementos referentes à freqüência de unidades com cobertura pelos tipos 3, 4 e 5 estão demonstrados nas Tabelas 20, 21 e 22 e as Tabelas 23 e 24 apresentam a cobertura conjunta pelos tipos 1 a 5, distribuídos em classes de amplitude de 5 a 10%, respectivamente.

Pela análise das tabelas acima citadas, verificou-se que, quanto ao número de unidades com cobertura, o tipo florestal 1 ocorreu em cerca de 86,24% das parcelas, seguido pelos tipos 3, 4 e 5, que apresentavam cobertura em 23,09%, 21,09% e 18,31% do total de unidades, respectivamente. Em cerca de 94% das unidades ocorreu cobertura florestal. A análise destes dados, juntamente com o percentual de cobertura florestal quantificado por SILVA⁸⁴, em torno de 20%, possibilita afirmar que, mesmo

TABELA 18. Freqüência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 1 em 1956 (IC = 5%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Frequência	Área (ha)
1	0,01 - 5	2,3837	181	431,4497
2	5,01 - 10	7,3115	143	1.045,5445
3	10,01 - 15	12,3831	112	1.386,9072
4	15,01 - 20	22,3194	86	1.463,0836
5	20,01 - 25	22,3194	86	1.919,4684
6	25,01 - 30	27,3534	62	1.695,9108
7	30,01 - 35	32,3147	43	1.389,5321
8	35,01 - 40	37,2543	25	931,3575
9	40,01 - 45	42,2735	14	591,8290
10	45,01 - 50	48,1409	11	525,5499
11	50,01 - 55	52,8500	3	158,5500
12	55,01 - 60	57,3413	4	229,3652
13	60,01 - 65	62,3639	2	124,7278
14	65,01 - 70	67,3028	2	134,6056
15	70,01 - 75	74,0000	2	148,0000
16	75,01 - 80	---	0	0,0000
17	80,01 - 85	82,2869	1	82,2869

Número de unidades sem cobertura florestal: 124

Número de unidades com cobertura florestal: 777

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 15,7759 ha

Variância: 172,748616

Correlação (tamanho/frequência de classe): -0,8981

t - calculado (p/significância de r): 7,909

Valor de "t" a 95%, com 15% GL: 1,75

TABELA 19. Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 1 em 1956 (IC = 10%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Frequência	Área (ha)
1	0,01 - 10	4,5586	324	1.476,9864
2	10,01 - 20	14,3939	198	2.849,9922
3	20,01 - 30	24,4286	148	3.615,4328
4	30,01 - 40	34,0675	68	2.316,5900
5	40,01 - 50	44,8552	25	1.125,3800
6	50,01 - 60	55,4160	7	387,9120
7	60,01 - 70	64,8334	4	259,3336
8	70,01 - 80	74,0000	2	148,0000
9	80,01 - 90	82,2869	1	82,2869

Número de unidades sem cobertura florestal: 124

Número de unidades com cobertura florestal: 777

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 15,7759 ha

Variância: 172,748616

Correlação (frequência/tamanho de classe): -0,89094

t - calculado (p/significância de r): -5,1906

Valor de "t" a 95% com 7 GL: 1,90

TABELA 20. Freqüência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 3 em 1956 (IC = 5%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Fre- qüência	Área (ha)
1	0,01 - 5	1,7912	119	213,1528
2	5,01 - 10	6,6079	31	204,8449
3	10,01 - 15	11,8573	14	166,0022
4	15,01 - 20	16,6409	9	149,7681
5	20,01 - 25	22,7712	6	136,6272
6	25,01 - 30	26,4108	6	158,4648
7	30,01 - 35	33,2389	2	66,4778
8	35,01 - 40	35,5579	1	35,5579
9	40,01 - 45	41,7419	1	41,7419
10	45,01 - 50	---	0	0,0000
11	50,01 - 55	54,6896	1	54,6896

Número de unidades sem cobertura florestal: 711

Número de unidades com cobertura florestal: 190

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 6,45962 ha

Variância: 74,493805

Correlação (freqüência/tamanho de classe): -0,66738

t - calculado (p/significância de r): -2,6884

Valor de "t" a 95% com 9 GL: 1,83

TABELA 21. Freqüência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 4 em 1956 (IC = 5%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Frequência	Área (ha)
1	0,01 - 5	1,8890	159	300,3510
2	5,01 - 10	7,2839	27	196,6653
3	10,01 - 15	11,7495	12	140,9940
4	15,01 - 20	15,9423	6	95,6538
5	20,01 - 25	20,6612	2	41,3224
6	25,01 - 30	26,4005	1	26,4005
7	30,01 - 35	---	0	0,0000
8	35,01 - 40	37,4963	1	37,4963

Número de unidades sem cobertura florestal: 693

Número de unidades com cobertura florestal: 208

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 4,033 ha

Variância: 24,7197

Correlação (frequência/tamanho de classe): -0,6839

t - calculado (p/significância de r): -2,2959

Valor de "t" a 95% com 8 GL: 1,94

TABELA 22. Freqüência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 5 em 1956 (IC = 5%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Fre- qüência	Área (ha)
1	0,01 - 5	1,9470	114	221,9580
2	5,01 - 10	6,7532	27	182,3364
3	10,01 - 15	11,6409	14	162,9726
4	15,01 - 20	16,7634	4	67,0536
5	20,01 - 25	22,1870	4	88,7480
6	25,01 - 30	25,8174	2	51,6348

Número de unidades sem cobertura florestal: 736

Número de unidades com cobertura florestal: 165

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 4,6954 ha

Variância: 28,2665

Correlação (freqüência/tamanho de classe): -0,7869

t - calculado (p/significância de r): -2,55

Valor de "t" a 95% com 4 GL: 2,13

TABELA 23. Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura por todos os tipos florestais em 1956 (IC = 5%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Frequência	Área (ha)
1	0,01 - 5	2,4819	139	344,9841
2	5,01 - 10	7,3793	142	1.047,8606
3	10,01 - 15	12,6206	127	1.602,8162
4	15,01 - 20	17,1379	126	2.159,3754
5	20,01 - 25	22,5067	98	2.205,6566
6	25,01 - 30	27,3364	70	1.913,5480
7	30,01 - 35	32,4243	55	1.783,3365
8	35,01 - 40	37,3578	37	1.382,2386
9	40,01 - 45	42,7569	19	812,3811
10	45,01 - 50	48,3483	15	725,2230
11	50,01 - 55	51,9781	6	311,8686
12	55,01 - 60	57,1304	6	342,7824
13	60,01 - 65	62,3639	2	124,7278
14	65,01 - 70	67,3028	2	134,6056
15	70,01 - 75	73,9996	2	148,0000
16	75,01 - 80	---	0	0,0000
17	80,01 - 85	82,2869	1	82,2869

Número de unidades sem cobertura florestal: 45

Número de unidades com cobertura florestal: 847

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 17,8533 ha

Variância: 176,31544

Correlação (frequência/tamanho de classe): -0,93263

t - calculado (p/significância de r): -10,015

Valor de "t" a 95% com 18 GL: 1,75

TABELA 24. Freqüência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura por todos os tipos florestais em 1956 (IC = 10%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Frequência	Área (ha)
1	0,01 - 10	4,9567	281	1.392,8327
2	10,01 - 20	14,8703	253	3.762,1859
3	20,01 - 30	24,5191	168	4.119,2088
4	30,01 - 40	34,4084	92	3.165,5728
5	40,01 - 50	45,2237	34	1.537,6058
6	50,01 - 60	54,5542	12	654,6504
7	60,01 - 70	64,8334	4	259,3336
8	70,01 - 80	73,9996	2	148,0000
9	80,01 - 90	82,2869	1	82,2869

Número de unidades sem cobertura florestal: 54

Número de unidades com cobertura florestal: 847

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 17,8533 ha

Variância: 176,31544

Correlação (frequência/tamanho de classe): -0,92537

t - calculado (p/significância de r): -6,4588

Valor de "t" a 95% com 7 GL: 1,90

com o desmatamento ocorrido em anos anteriores, a situação florestal no município encontrava-se nos limites dos parâmetros de cobertura mínima preconizados pela FAO. A sua distribuição, pelo que se verificou anteriormente através dos estudos de distribuição espacial e agora, pelo grau de ocorrência, dava-se praticamente sobre toda a área do município.

Considerando as unidades com cobertura, as matas nativas fechadas foram as que apresentaram o mais alto percentual médio de cobertura e um menor coeficiente de variação (83,31%). Os demais tipos de cobertura apresentaram menores valores de cobertura média por unidade e maiores valores de coeficiente de variação, sendo que o coeficiente de variação do percentual de cobertura do tipo 3 era 133,61%, do tipo 4 era 123,28% e do tipo 5, 113,23%. O coeficiente de variação calculado para o percentual médio da cobertura florestal por unidade era de 74,37%.

Estes elevados valores de coeficiente de variação, juntamente com a análise do número de unidades por classe de cobertura, indicam a tendência decrescente das freqüências, que podem ser explicadas por funções probabilísticas de caráter decrescente.

Constatou-se, ainda, em todos os casos em que a amplitude da classe era de 5%, uma correlação significativa ao nível de 95%, comprovando a hipótese formulada (H_0) da associação entre a freqüência e o tamanho da classe, possibilitando, assim, segundo SIPEGEL⁸⁶, pela associação existente, o ajuste de modelos de regressão para explicar o comportamento das distribuições de freqüências, explorando o caráter probabilístico da regressão.

Em alguns casos, em que ocorreu uma maior frequência de unidades com cobertura florestal em várias classes, houve correlação significativa entre a frequência e a classe com amplitude de 10%.

O tipo florestal que apresentou o maior coeficiente de correlação foi o tipo 1, seguido pelos tipos 3, 4 e 5, conforme mostram as Tabelas 18 a 24.

A respeito da correlação entre a cobertura florestal total e o tamanho da classe, verificou-se que o coeficiente de determinação era da ordem de 87%, tomando-se as classes com intervalos de 5%, e de 85,6% para as classes com intervalo de 10%.

Quanto ao coeficiente de determinação, mesmo com a variação da amplitude da classe, pode-se constatar que nos casos em que a correlação foi significativa, tanto para as classes com 5% de intervalo como para as de 10%, as diferenças observadas entre os coeficientes calculados e os respectivos valores "t" de significância não foram grandes, capazes de proporcionar uma diferença considerável.

Quanto à área florestal existente em cada classe, constatou-se que o tipo florestal 1 apresentava maior concentração de área na classe de 20,01 a 25%, com frequência de 86 unidades, no caso de classes com 5% de intervalo, e de 20,01 a 30%, com frequência de 148 unidades, no caso de classes com intervalo de 10%. Os outros tipos florestais apresentaram maior concentração de áreas na classe 1 em função da grande frequência de unidades nesta classe. Em relação à cobertura florestal total, observou-se comportamento semelhante à mata nativa fechada, caracterizando o peso desta no conjunto da cobertura florestal.

Tomando-se as unidades com mais de 20% de cobertura florestal, verificou-se que as mesmas representavam 36,95% das unidades com cobertura, abrangendo cerca de 65,91% da área florestal existente na época. Para o tipo florestal 1, constatou-se que 32,82% das unidades apresentavam índices superiores a 20% com 64,74% de área florestal deste tipo. As capoeiras, com ocorrência superior a 20% de cobertura em unidades de 100 ha, foram observadas em apenas 8,95% das unidades, as quais abrangiam 40,21% da área deste tipo florestal. O tipo florestal 4 era o que menor frequência de unidades apresentava a partir de 20% de cobertura, com um percentual de 1,92, totalizando 12,54% área correspondente. O percentual de unidades do tipo 5 com percentual de cobertura superior a 20% foi de 3,64%, com 18,12% da área.

Estes resultados mostram claramente que na época a cobertura florestal pela mata nativa fechada ainda era significativa, em função de extensas áreas florestais. Os demais tipos florestais tinham uma ocorrência relativamente importante, pois as capoeiras representavam 8,12% da área florestal total, as matas nativas abertas, 5,55% e as matas ciliares, 5,12%. O conjunto representava 21,79%, porém de tamanho reduzido e esparsas na superfície do município, o que se pode constatar em estudos de distribuição espacial e pela frequência das unidades com este tipo de cobertura nas classes com percentuais, ou com áreas inferiores a 20%.

5.2.1.2. *Frequência de Cobertura Florestal no ano de 1965*

Nas Tabelas 25 a 31 são apresentados os resultados quanto: à frequência de unidades por classe de cobertura florestal; número de unidades com cobertura florestal, o tamanho médio da cobertura por unidade de área e a sua variância; a correlação entre a frequência e o tamanho da classe, bem como a significância desta correlação; à área florestal por classe e à cobertura média por classe.

Estes resultados são referentes aos tipos florestais: mata nativa fechada (Tabelas 25 e 26), capoeira (Tabela 27), mata nativa aberta (Tabela 28); mata ciliar (Tabela 29) e a cobertura florestal por todos estes tipos conjuntamente (Tabelas 30 e 31).

Efetuando as mesmas análises discutidas no item anterior, verificou-se que, quanto ao número de unidades com cobertura florestal em 1956, as matas nativas fechadas apresentavam-se em 84,35% das unidades, acusando um decréscimo de 1,89% no período, enquanto que o tipo florestal 3, que ocorria em 21,09% das unidades, diminuiu sua ocorrência para apenas 8,44%, sendo que o tipo 4 deixou de ocorrer em 10,88% das unidades, com presença em 12,21%, e o tipo 5 apresentava-se em 14,65% das unidades.

Esta sensível redução observada nos tipos 3, 4 e 5 foi causada e/ou acompanhada pelas alterações das áreas destes tipos constatadas no período, pois o tipo 3 teve a sua área de 1956 reduzida em 46,36%, enquanto que as matas nativas abertas tiveram as suas áreas alteradas em 43% e as matas ciliares decresceram em 25,51%. Como estes tipos apresentavam-se de

TABELA 25. Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 1 em 1965 (IC = 5%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Frequência	Área (ha)
1	0,01 - 5	2,3118	192	443,8656
2	5,01 - 10	7,2601	176	1.277,7776
3	10,01 - 15	12,5117	123	1.538,9391
4	15,01 - 20	17,4240	109	1.899,2160
5	20,01 - 25	22,6413	64	1.449,0432
6	25,01 - 30	27,6078	36	993,8808
7	30,01 - 35	32,0130	28	896,3640
8	35,01 - 40	37,6488	8	301,1904
9	40,01 - 45	43,0409	10	430,4090
10	45,01 - 50	48,8907	6	293,3442
11	50,01 - 55	51,8797	3	155,6391
12	55,01 - 60	57,8042	2	115,6084
13	60,01 - 65	60,5263	1	60,5263
14	65,01 - 70	---	0	0,0000
15	70,01 - 75	---	0	0,0000
16	75,01 - 80	79,5600	1	79,5600
17	80,01 - 85	80,0612	1	80,0612

Número de unidades sem cobertura florestal: 141

Número de unidades com cobertura florestal: 760

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 13,1787 ha

Variância: 127,201912

Correlação (frequência/tamanho de classe): -0,8479

t - calculado (p/significância de r): -6,1946

Valor de "t" a 95% com 15 GL: 1,75

TABELA 26. Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 1 em 1965 (IC = 10%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Frequência	Área (ha)
1	0,01 - 10	4,6784	368	1.721,6512
2	10,01 - 20	14,8196	232	3.438,1472
3	20,01 - 30	24,4330	100	2.443,3000
4	30,01 - 40	33,2654	36	1.197,5544
5	40,01 - 50	45,2346	16	723,7536
6	50,01 - 60	54,2495	5	271,2475
7	60,01 - 70	60,5262	1	60,5262
8	70,01 - 80	79,5600	1	79,5600
9	80,01 - 90	80,0613	1	80,0613

Número de unidades sem cobertura florestal: 141

Número de unidades com cobertura florestal: 760

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 13,1787 ha

Variância: 127,201912

Correlação (frequência/tamanho de classe): -0,83467

t - calculado (p/significância de r): -4,0097

Valor de "t" a 95% com 7 GL: 1,90

TABELA 27. Freqüência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 3 em 1965 (IC = 5%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Frequência	Área (ha)
1	0,01 - 5	2,0269	30	60,8070
2	5,01 - 10	7,1825	20	143,6500
3	10,01 - 15	12,4691	12	149,6292
4	15,01 - 20	16,7393	8	133,9144
5	20,01 - 25	21,4793	4	85,9172
6	25,01 - 30	---	0	0,0000
7	30,01 - 35	---	0	0,0000
8	35,01 - 40	39,6278	1	39,6278
9	40,01 - 45	44,7521	1	44,7521

Número de unidades sem cobertura florestal: 825

Número de unidades com cobertura florestal: 76

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 8,66155 ha

Variância: 68,06529

Correlação (frequência/tamanho de classe): -0,89

t - calculado (p/significância de r): -5,165

Valor de "t" a 95% com 7 GL: 1,90

TABELA 28. Freqüência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 4 em 1965 (IC = 5%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Frequência	Área (ha)
1	0,01 - 5	1,9520	77	150,3040
2	5,01 - 10	7,1940	21	151,0740
3	10,01 - 15	12,2060	8	97,6480
4	15,01 - 20	16,0769	3	48,2307
5	20,01 - 25	---	0	0,0000
6	25,01 - 30	27,8090	1	27,8090

Número de unidades sem cobertura florestal: 791

Número de unidades com cobertura florestal: 110

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 4,3375 ha

Variância: 21,2848

Correlação (frequência/tamanho de classe): -0,805

t - calculado (p/significância de r): -2,711

Valor de "t" a 95% com 4 GL: 2,13

TABELA 29. Freqüência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 5 em 1965 (IC = 5%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Fre- qüência	Área (ha)
1	0,01 - 5	2,0100	97	194,9700
2	5,01 - 10	7,7080	24	184,9920
3	10,01 - 15	12,9870	6	77,9220
4	15,01 - 20	---	0	0,0000
5	20,01 - 25	22,7816	4	91,1264
6	25,01 - 30	29,9461	1	29,9461

Número de unidades sem cobertura florestal: 769

Número de unidades com cobertura florestal: 132

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 4,3897 ha

Variância: 26,9180

Correlação (freqüência/tamanho de classe): -0,77

t - calculado (p/significância de r): -2,434

Valor de "t" a 95% com 4GL: 2,13

TABELA 30. Freqüência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura por todos os tipos florestais em 1965 (IC = 5%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Freqüência	Área (ha)
1	0,01 - 5	2,4875	174	432,8520
2	5,01 - 10	7,3267	191	1.399,3997
3	10,01 - 15	12,5506	152	1,907,6912
4	15,01 - 20	17,5296	124	2.173,6704
5	20,01 - 25	22,5758	72	1.625,4576
6	25,01 - 30	27,6128	47	1.297,8016
7	30,01 - 35	32,1476	29	932,2804
8	35,01 - 40	37,3201	14	522,4814
9	40,01 - 45	42,3811	8	339,0488
10	45,01 - 50	47,5338	9	427,8051
11	50,01 - 55	51,5410	5	257,7050
12	55,01 - 60	56,8429	4	227,3716
13	60,01 - 65	60,5263	1	60,5263
14	65,01 - 70	---	0	0,0000
15	70,01 - 75	---	0	0,0000
16	75,01 - 80	79,5600	1	79,5600
17	80,01 - 85	80,0612	1	80,0612

Número de unidades sem cobertura florestal: 69

Número de unidades com cobertura florestal: 832

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 14,1390596 ha

Variância: 130,088649

Correlação (freqüência/tamanho de classe): -0,862595

t - calculado (p/significância de r): -6,604

Valor de "t" a 95% com 15 GL: 1,75

TABELA 31. Freqüência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura por todos os tipos florestais em 1965 (IC = 10%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Frequência	Área (ha)
1	0,01 - 10	5,0198	365	1.832,2270
2	10,01 - 20	14,7876	276	4.081,3776
3	20,01 - 30	24,5652	119	2.923,2588
4	30,01 - 40	33,8317	43	1.454,7631
5	40,01 - 50	45,1090	17	766,8530
6	50,01 - 60	53,8974	9	485,0766
7	60,01 - 70	60,5263	1	60,5263
8	70,01 - 80	70,5600	1	70,5600
9	80,01 - 90	80,0612	1	80,0612

Número de unidades sem cobertura florestal: 69

Número de unidades com cobertura florestal: 832

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 14,13906 ha

Variância: 130,088649

Correlação (frequência/tamanho de classe): -0,853554

t - calculado (p/significância de r): -4,33449

Valor de "t" a 95% com 7 GL: 1,90

maneira dispersa na superfície do município, justifica-se esta diminuição no grau de ocorrência nas unidades.

O tipo florestal 1, com maior presença em termos de área, foi o que apresentou maior área desmatada, porém em termos percentuais esta alteração representou apenas 18,27% da área de 1956.

Com relação ao conjunto, o decréscimo de ocorrência de unidades com cobertura florestal no município de Ibirubá no ano de 1965, foi mínimo, quantificado na ordem de 1,66%, permanecendo o município, nesta época, com uma distribuição de florestas em parcelas de 100 ha relativamente equilibrada em termos de ocorrência de florestas, sem contar a sua quantificação, pois em termos de área florestal em cada unidade constatou-se uma sensível redução, ou seja, houve um aumento considerável da frequência nas menores classes em função do desmatamento ocorrido nas grandes áreas florestais, em particular para o tipo 1, pois os demais tipos tiveram um comportamento um pouco mais diverso, conforme será analisado posteriormente.

A redução de área florestal média por unidade foi um fator constatado nas matas nativas fechadas, apresentando uma média de cobertura em -2,6% do percentual anterior, e o coeficiente de variação foi de 85,58%, praticamente inalterado.

Quanto ao tamanho médio, o tipo 3 foi o que apresentou alteração mais significativa, aumentando a sua média de cobertura nas unidades apesar do desmatamento constatado sobre este tipo. O coeficiente de variação reduziu-se para 95,25%. O tipo 4 também apresentou aumento no percentual médio, com um coeficiente de 106,36%, menor que o registrado anteriormente. Em relação ao tipo 5, foi observada pequena redução no percentual

médio de cobertura, com um acréscimo no coeficiente de variação de 118,19%.

Como a cobertura total é influenciada pela expressiva percentagem de mata nativa fechada, o comportamento observado nesta refletiu-se na diminuição constatada no percentual médio de cobertura em cerca de 3,71%, apresentando ainda um aumento no coeficiente de variação de 80,67%.

A hipótese formulada (H_0) de existência de correlação entre a freqüência e o tamanho da classe foi comprovada também em 1965, com a diferença de que o coeficiente de correlação e os respectivos valores de significância alteraram-se, apesar de significativos.

O coeficiente de correlação calculado entre a freqüência do tipo 1 e a classe com amplitude de 5% apresentou pequena diferença para menos. Idêntico comportamento foi constatado na distribuição com intervalo de 10%, mas ambos mostraram ser significativos ao nível de 95%, sendo explicado a partir do fato de que as freqüências de cobertura florestal por classe mantiveram uma tendência decrescente, aproximadamente igual à anteriormente constatada.

Ao contrário, o tipo florestal 3 apresentou considerável aumento no coeficiente de correlação, em razão das modificações ocorridas quanto às freqüências das classes 1 e 2, porque com a diminuição sensível destas freqüências a curva de distribuição tomou uma forma decrescente mais equilibrada nas classes iniciais, com as razões de decréscimo entre as classes tendendo a serem iguais. Para 1956, as razões de decréscimo entre uma classe e outra, considerando as de maior freqüência, eram completamente diferentes entre si.

Outro aumento constatado no coeficiente de correlação foi entre a frequência de unidades com o tipo 4 e o tamanho de classe de 5%. O fator que proporcionou este aumento foi a distribuição mais equilibrada de frequências por classe, a partir das razões de decréscimo entre as classes tenderem à homogeneidade entre si. Conforme constatado na distribuição de unidades com capoeira, o tipo florestal 5 praticamente apresentou a mesma correlação apurada no levantamento anterior.

As correlações existentes entre a frequência de unidades de 100 ha com cobertura florestal e os tamanhos de classe 5 e 10% foram igualmente significativas, apresentando um decréscimo em relação aos coeficientes anteriores por causas idênticas às diagnosticadas no caso das matas nativas fechadas.

Analisando a Tabela 25, verificou-se que as unidades apresentavam cobertura pela mata nativa fechada, com índice superior a 20%, representavam 21,05% das unidades com este tipo de cobertura, abrangendo 4.856,00 ha de área de floresta ou 48,48% do total deste tipo. Em relação ao período anterior, o decréscimo constatado foi de 95 unidades, totalizando 3.079,74 ha, que por sua vez foram desmatados totalmente ou em partes, gerando acréscimos de unidades com menores índices de cobertura. Verificou-se que os percentuais inferiores a 20% em 1965 distribuíam-se em 78,95% das parcelas, com uma área de 5.195,82 ha, enquanto que em 1956 estas classes representavam 67,18%, com uma área de 4.326,978 ha, caracterizando assim um acréscimo de 832,84 ha.

Este "movimento" de percentuais de cobertura florestal de classes maiores ou menores é o reflexo característico do

tipo de desmatamento praticado na região, ou seja: os cortes de florestas são feitos em etapas com cortes sucessivos em diferentes anos, reduzindo e fracionando a área florestal e combinando com a ação de exploração de madeiras nobres destas matas que, após esgotada as suas potencialidades econômicas, são derrubadas para dar lugar a lavouras agrícolas.

Constatou-se que o tipo florestal 3, em unidades com cobertura superior a 20%, resumia a sua ocorrência em 7,89% das parcelas, com 170,30 ha, ou seja, 25,87% da área de capoeira (Tabela 27). Estes resultados representam um decréscimo em relação ao período anterior, pois em 1956 a área abrangida por estas classes era da ordem de 493,5085 ha. A diminuição da área é constatada igualmente nas classes com cobertura inferior a 20%, sendo que na classe de 0,01 a 5,0% ocorreu a maior diminuição de unidades, cerca de 89.

A distribuição de freqüências do tipo florestal 4 (Tabela 28) mostra que a concentração de áreas deste tipo nas classes superiores a 20% possui menor representatividade em comparação com os demais tipos, pois ocorre em apenas 3,64% das unidades, com um percentual de área nestas classes de 15,94%. Em termos percentuais, tanto a percentagem de unidades com cobertura florestal superior a 20% como o percentual de área são superiores ao quadro apresentado de 1956; entretanto, em termos absolutos deve-se levar em consideração a significativa redução da área constatada quanto a este tipo e a sua não ocorrência em 98 unidades que, no período anterior, apresentavam cobertura por este tipo florestal.

Em relação às matas ciliares, das 132 unidades em que apresentavam ocorrência (Tabela 29), cerca de 3,79% das mesmas

tinham cobertura superior a 20% da área deste tipo. Observou-se que a diminuição da área ocorreu principalmente nas classes com cobertura inferior a 20%, que em 1956 totalizavam 634,3206 ha e em 1965 permaneciam como remanescentes 457,882 ha.

A cobertura florestal total, cuja distribuição por classes em 1965 é apresentada nas Tabelas 30 e 31, teve índices de ocorrência superior a 20% em 191 unidades (22,96%), com uma área de 5.841,10 ha (49,65%), sendo que em comparação a 1956 estes valores diminuíram pois constata-se 313 unidades, com uma área de 9.966 ha. Em geral, estas modificações tendem a ser similares às observadas na distribuição de frequências dos percentuais de cobertura por mata nativa fechada.

5.2.1.3. *Frequência de Cobertura Florestal no Ano de 1975*

Com relação à distribuição de frequências dos percentuais de cobertura florestal no ano de 1975, nas Tabelas 32 a 38 são apresentados os agrupamentos por classes e os resultados dos estudos feitos a partir da disponibilidade da frequência de unidades por classes de cobertura.

Baseando-se na Tabela 32 pode-se afirmar que as alterações da mata nativa no período 1965-1975 foram mais significativas do que as observadas no período 1956-1965, pois o número de unidades que apresentavam este tipo de cobertura foi menor, sendo que foram constatadas reduções no índice de correlação frequência/tamanho de classe e no tamanho médio de cobertura/unidade. Observou-se um significativo aumento de unidades nas classes de menor índice de cobertura.

TABELA 32. Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 1 em 1975 (IC = 5%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Frequência	Área (ha)
1	0,01 - 5	2,2535	357	759,4295
2	5,01 - 10	7,2595	184	1.335,7480
3	10,01 - 15	12,1471	86	1.044,6506
4	15,01 - 20	17,5139	47	823,1533
5	20,01 - 25	22,2509	22	489,5198
6	25,01 - 30	27,1013	16	433,6208
7	30,01 - 35	31,5929	2	63,1858
8	35,01 - 40	37,7032	5	188,5160
9	40,01 - 45	40,6194	1	40,6194
10	45,01 - 50	---	0	0,0000
11	50,01 - 55	52,6548	3	157,9644
12	55,01 - 60	---	0	0,0000
13	60,01 - 65	---	0	0,0000
14	65,01 - 70	---	0	0,0000
15	70,01 - 75	---	0	0,0000
16	75,01 - 80	---	0	0,0000
17	80,01 - 85	---	0	0,0000
18	85,01 - 90	88,8767	1	88,8767

Número de unidades sem cobertura florestal: 197

Número de unidades com cobertura florestal: 704

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 7,706 ha

Variância: 67,9278

Correlação (frequência/tamanho de classe): -0,6566623

t - calculado (p/significância de r): -3,4827

Valor de "t" a 95% com 16 GL: 1,75

TABELA 33. Freqüência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 1 em 1975 (IC = 10%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Fre- qüência	Área (ha)
1	0,01 - 10	4,0215	521	2.095,2015
2	10,01 - 20	14,0436	133	1.867,7988
3	20,01 - 30	24,2931	38	923,1378
4	30,01 - 40	35,9574	7	251,7018
5	40,01 - 50	40,6195	1	40,6195
6	50,01 - 60	52,6548	3	157,9644
7	60,01 - 70	---	0	0,0000
8	70,01 - 80	---	0	0,0000
9	80,01 - 90	88,8767	1	88,8767

Número de unidades sem cobertura florestal: 197

Número de unidades com cobertura florestal: 704

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 7,706 ha

Variância: 67,9278

Correlação (freqüência/tamanho de classe): -0,68067

t - calculado (p/significância de r): -2,458

Valor de "t" a 95% com 7 GL: 1,90

TABELA 34. Freqüência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 3 em 1975 (IC = 5%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Frequência	Área (ha)
1	0,01 - 5	1,6492	60	98,9520
2	5,01 - 10	6,7289	23	154,7187
3	10,01 - 15	12,1070	8	96,8560
4	15,01 - 20	18,4488	3	55,3464
5	20,01 - 25	21,5934	4	86,3736
6	25,01 - 30	---	0	0,0000
7	30,01 - 35	---	0	0,0000
8	35,01 - 40	37,5265	2	75,0530

Número de unidades sem cobertura florestal: 801

Número de unidades com cobertura florestal: 100

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 5,673 ha

Variância: 50,655079

Correlação (frequência/tamanho de classe): -0,76987

t - calculado (p/significância de r): -2,95

Valor de "t" a 95% com 6 GL: 1,94

TABELA 35. Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 4 em 1975 (IC = 5%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Frequência	Área (ha)
1	0,01 - 5	1,8657	219	408,5883
2	5,01 - 10	6,8491	42	287,6622
3	10,01 - 15	11,3967	7	79,7769
4	15,01 - 20	17,7100	7	123,9700
5	20,01 - 25	22,9987	2	45,9964

Número de unidades sem cobertura florestal: 624

Número de unidades com cobertura florestal: 277

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 3,4152 ha

Variância: 14,9718

Correlação (frequência/tamanho de classe): -0,7987

t - calculado (p/significância de r): -2,2990

Valor de "t" a 95% com 4 GL: 2,13

TABELA 36. Freqüência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura do tipo florestal 5 em 1975 (IC = 5%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Fre- qüência	Área (ha)
1	0,01 - 5	1,7252	179	308,8108
2	5,01 - 10	7,4049	28	207,3372
3	10,01 - 15	11,5821	9	104,2389
4	15,01 - 20	16,6131	1	16,6131
5	20,01 - 25	20,8478	1	20,8478
6	25,01 - 30	28,1771	2	56,3542

Número de unidades sem cobertura florestal: 681

Número de unidades com cobertura florestal: 220

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 3,24636 ha

Variância: 16,51455

Correlação (freqüência/tamanho de classe): -0,73856

t - calculado (p/significância de r): -2,19

Valor de "t" a 95% com 4 GL: 2,13

TABELA 37. Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura por todos os tipos florestais em 1975 (IC = 5%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Frequência	Área (ha)
1	0,01 - 5	2,4886	286	711,7396
2	5,01 - 10	7,5186	215	1.616,4990
3	10,01 - 15	12,0859	149	1.800,7991
4	15,01 - 20	17,6583	72	1.271,3976
5	20,01 - 25	22,2974	30	668,9220
6	25,01 - 30	27,3801	24	657,1224
7	30,01 - 35	31,3163	15	469,7445
8	35,01 - 40	38,0044	6	228,0240
9	40,01 - 45	40,5972	3	121,7916
10	45,01 - 50	---	0	0,0000
11	50,01 - 55	52,6548	3	157,9644
12	55,01 - 60	---	0	0,0000
13	60,01 - 65	---	0	0,0000
14	65,01 - 70	---	0	0,0000
15	70,01 - 75	---	0	0,0000
16	75,01 - 80	---	0	0,0000
17	80,01 - 85	---	0	0,0000
18	85,01 - 90	88,8767	1	88,8767

Número de unidades sem cobertura florestal: 97

Número de unidades com cobertura florestal: 804

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 9,6927 ha

Variância: 76,84646

Correlação (frequência/tamanho de classe): -0,7387

t - calculado (p/significância de r): -4,3841

Valor de "t" a 95% com 16 GL: 1,75

TABELA 38. Frequência de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura por todos os tipos florestais em 1975 (IC = 10%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Frequência	Área (ha)
1	0,01 - 10	4,6472	501	2.328,2472
2	10,01 - 20	13,9014	221	3.072,2094
3	20,01 - 30	24,5564	54	1.326,0456
4	30,01 - 40	33,2272	21	697,7712
5	40,01 - 50	40,5972	3	121,7916
6	50,01 - 60	52,6548	3	157,9644
7	60,01 - 70	---	0	0,0000
8	70,01 - 80	---	0	0,0000
9	80,01 - 90	88,8767	1	88,8767

Número de unidades sem cobertura florestal: 97

Número de unidades com cobertura florestal: 804

Tamanho médio (percentual médio de cobertura: 9,6927 ha

Variância: 76,84646

Correlação (frequência/tamanho de classe): -0,7485

t - calculado (p/significância de r): -2,986

Valor de "t" a 95% com 7 GL: 1,90

Constatou-se que 21,86% das unidades não apresentaram cobertura pelo tipo 1. O decréscimo em relação ao período anterior foi de 6,21%, correspondente a 56 unidades.

De acordo com a Tabela 34, onde estão apresentados os resultados referentes ao tipo florestal 3, e analisando-se comparativamente à situação em 1965, verificou-se que este tipo apresentou-se em um número maior de unidades, cerca de 11,1%, registrando um acréscimo de 2,66% (24 unidades). Entretanto, em termos de área houve um decréscimo em relação à estimada em 1965, mas houve igualmente o surgimento de novas áreas deste tipo florestal. O desmatamento foi da ordem de 349,83 ha, enquanto a regeneração ou a passagem de outros tipos para este tipo foi de 258,83 ha. Estas novas áreas de capoeiras aparecem em outras unidades que anteriormente não apresentavam este tipo de cobertura, gerando assim o acréscimo de unidades constatado.

O aumento mais considerável quanto ao número de unidades com cobertura por um determinado tipo é o do tipo 4, conforme demonstra a Tabela 35, que passou de uma ocorrência de 110 unidades em 1965 para 277 unidades, ou seja, 30,74% do total. Isso se deve, em parte, ao aumento da área deste tipo no período, que foi de 828,89 ha, sendo que o desmatamento foi de 360,18 ha, registrando-se um superávit de áreas deste tipo.

As matas ciliares (Tabela 36), igualmente, registraram um aumento de ocorrência em virtude do incremento de área deste tipo no período, que passou de 579,40 ha para 714,20 ha. O percentual de ocorrência foi de 24,42%, com um aumento de 9,77%.

Estes aumentos de percentuais de ocorrência, observados nos tipos 3, 4 e 5, indicam mudança de tipos em função do

desmatamento e exploração florestal (veja SILVA⁸⁴).

As novas áreas do tipo 5, por exemplo, surgiram a partir do desmatamento de áreas do tipo 1, ou de outros, localizadas próximas a rios e arroios, onde permaneceram áreas dispostas em faixas estreitas de florestas margeando os rios, que em levantamentos posteriores foram consideradas como matas ciliares. O tipo florestal 3 tem basicamente a sua origem na regeneração em áreas sem uso pela agricultura, constituindo um tipo florestal sem qualquer expressão econômica.

O tipo florestal 4, como já foi comentado, surgiu a partir de exploração de espécimes economicamente importantes da mata nativa fechada e, ainda, um raleamento maior deste tipo propiciou o aparecimento de uma área florestal constituída unicamente de espécies de baixo valor, caracterizando assim o tipo 3.

Combinando-se o decréscimo de ocorrência do tipo 1 e o acréscimo dos tipos 3, 4 e 5, e considerando-se ainda que houve no período um aumento de áreas reflorestadas por espécimes exóticas, observou-se que 804 unidades (89,23%) apresentavam algum índice de cobertura por qualquer um dos tipos florestais, registrando-se, assim, um decréscimo de 28 unidades em relação ao ano de 1965 (vide Tabela 37).

O desmatamento e a exploração sobre o tipo 1, no período 1965-1975, foi mais intenso que no período 1956-1965. Igual intensidade foi observada na passagem de um tipo florestal para outro, assim como profundas alterações foram constatadas quanto ao percentual médio de cobertura por unidade.

O tipo florestal 1 passou de um tamanho médio de 13,1787 ha para 7,7060 ha, ou seja, houve uma modificação de -71,02%.

O coeficiente de variação do percentual médio foi de 106,95%, portanto maior que o registrado no levantamento anterior.

O tipo florestal 3 teve a sua superfície reduzida, mas mesmo assim, em função do surgimento de novas áreas, era previsível que o valor do percentual médio de cobertura fosse inferior, o que de fato foi constatado. A redução do percentual foi de 52,68% e o coeficiente de variação deste percentual é da ordem de 125%, superior ao determinado em 1965.

O tipo florestal 4, com um tamanho médio de 3,4152% e um coeficiente de variação de 113,30%, apresentou o percentual médio inferior ao calculado em 1965, mesmo que se tenha tido um aumento da área. Isto ocorreu pelo fato de que o aumento de área foi principalmente registrado nas menores classes, conforme poder-se-á verificar.

O mesmo raciocínio é válido para o percentual médio de cobertura por matas ciliares, que apresentaram uma diminuição deste valor. O coeficiente de variação, da ordem de 125,18%, é pouco superior ao constatado em 1965.

Em função dos índices médios de cobertura/100 ha de todos os tipos florestais, que apresentaram valores inferiores aos constatados no levantamento anterior, e do aparecimento de novas unidades com baixos índices de cobertura pelos tipos 3, 4 e 5, foi registrado um decréscimo no percentual médio de cobertura, que em 1965 era da ordem de 14,14%, com um coeficiente de variação de 80,67%, e em 1975 apresentou-se com um índice médio de 9,69% e com um coeficiente de variação de 90,44%.

O percentual de cobertura florestal no município de Ibirubá, em 1975, encontrava-se abaixo dos valores considerados como o mínimo desejável. Outro fator que preocupa é a

impressionante frequência de unidades com índices de cobertura inferior a 5%, bem como a tendência crescente deste comportamento.

Esta concentração de frequências nas menores classes não alterou significativamente a correlação frequência/tamanho de classe, conforme pode ser observado nas tabelas referentes a cada tipo florestal e no total. Assim, a hipótese de aceitação (H_0) da existência de associação entre a frequência de percentuais de cobertura florestal e o próprio tamanho das classes foi aceita para todos os casos. Apenas pequenas modificações nos valores dos coeficientes e respectivos valores de significância foram constatadas.

Em relação à frequência de unidades com índice de cobertura superior a 20%, verificou-se que, das 704 unidades em que havia ocorrência do tipo 1, apenas 7,11% das mesmas apresentavam valores superiores a este índice, com um total de 1.462,30 ha. Salienta-se que no período anterior estas unidades representavam 21,05%, com 4.856,003 ha, indicando a ação do desmatamento e da fragmentação das áreas florestais no município de Ibirubá.

Quanto às capoeiras, verificou-se que apresentavam índice maior que 20% em apenas 6 das unidades, com uma área de 161,4266 ha. Esta situação é similar à de 1965, quando também ocorriam em 6 parcelas, abrangendo uma área de 170 ha. Como foi constatado que houve um incremento de unidades com capoeira e diminuição da área total deste tipo, pode-se afirmar que estas novas áreas foram de tamanho reduzido (veja Tabela 34), verificando-se um aumento de 100% no número de unidades presentes na classe de 0,01 - 5%.

Da mesma maneira, verificou-se que o aumento de unidades com cobertura pelo tipo 4 na classe de 0,01 a 5% foi da ordem de 284%, enquanto que na segunda classe (5,01 a 10%) houve um aumento de 100%; nas demais classes observou-se pequenas modificações quanto a frequência. Este tipo, inclusive, ocorria em cobertura superior a 20% em apenas 2 unidades no ano de 1965 e em 1975 este quadro manteve-se inalterado.

Quanto ao tipo 4, constatou-se que houve um aumento de área e que este aumento foi originado a partir de pequenas áreas, como comprovam as expressivas frequências nas classes 1 e 2, quando comparadas às frequências observadas em 1965.

Outro tipo florestal com ocorrência em um número maior de unidades foi o constituído pelas matas ciliares, que apresentou um aumento de 84,54% na classe 0,01 - 5%. Coberturas superiores a 20% foram observadas unicamente em 3 unidades, com uma abrangência de 77,20 ha, representando uma diminuição de duas unidades. Estes elementos também são indicativos da tendência do aumento de frequências nas menores classes em decorrência do desmatamento parcelado sobre as áreas florestais.

Quanto à cobertura florestal total, 10,20% das 804 unidades apresentavam cobertura com índices superiores a 20%, com 2.392,44 ha, que por sua vez representavam 30,70% da área de florestas naturais do município de Ibirubá. As principais modificações observadas estão relacionadas ao decréscimo considerável de unidades com cobertura superior a 20% e da área que abrangeriam.

Este ímpeto maior nas modificações entre 1965 e 1975 do que entre 1956 e 1965 tem suas razões na expansão das lavouras de soja, que teve seu ponto culminante neste período (veja SILVA⁸⁴).

5.3. EVOLUÇÃO DA COBERTURA FLORESTAL ENTRE 1956 E 1975

Na Tabela 2 são apresentadas as superfícies relativas a cada tipo florestal nos anos de 1956, 1965 e 1975, sendo que a partir das mesmas pode ser avaliada a evolução da área de cada tipo entre um período e outro; entretanto, na pesquisa de SILVA⁸⁴ (origem dos dados da Tabela 2) não consta o que realmente foi modificado de um tipo, pois os dados disponíveis são abrangentes à situação do ano e não consideram os elementos relativos ao surgimento de novas áreas de um determinado tipo.

O processo enfocado no presente trabalho, a partir da divisão da área municipal em módulos de 100 ha (veja THOFERN⁹⁰), permitiu, através da avaliação repetitiva e contínua destas unidades, a quantificação exata da evolução relativa à diminuição e/ou acréscimo de áreas.

Na Tabela 39 estão dispostos os elementos referentes às alterações entre 1956-1965 e na Tabela 40, as alterações referentes ao período 1965-1975, considerando-se os tipos florestais e o seu conjunto.

Analisando-se as Tabelas 39 e 40, verificou-se que no período 1965-1975 o desmatamento, em termos de área suprimida, foi maior do que no período 1956-1965. Pode-se afirmar, portanto, que a exploração de madeiras nobres seguida pelo desmatamento teve maior intensidade no segundo período, pois se observou uma diminuição muito grande da área do tipo florestal 1 e o acréscimo de áreas nos tipos 3, 4 e 5, sucedâneos do tipo 1.

Os acréscimos de áreas nas parcelas podem ter sido causados por uma série de fatores, os quais envolvem desde o

TABELA 39. Evolução quantitativa da cobertura florestal entre 1956-1965.

Tipos flo- res- tais	Número de Unidades			Área com		Diferença (ha)
	Com Alteração		Sem Al- te- ração	Alteração positiva	Alteração negativa	
	Posi- tiva	Nega- tiva				
1	200	653	101	595,2024	2.837,2104	-2.242,0080
2	64	26	811	23,1804	13,1796	+10,0008
3	30	162	709	133,5672	702,5652	-568,9980
4	53	182	666	95,2488	456,8472	-361,5984
5	45	138	718	118,0584	313,3584	-195,3000
Total	152	701	48	355,4208	3.713,4216	-3.358,0008

TABELA 40. Evolução quantitativa da cobertura florestal entre 1965-1975.

Tipos flo- res- tais	Número de Unidades			Área com		Diferença (ha)
	Com Alteração		Sem Alte- ração	Alteração positiva	Alteração negativa	
	Posi- tiva	Nega- tiva				
1	139	662	100	347,3568	4.937,8428	-4.590,4860
2	113	13	775	120,6252	13,4242	+107,2052
3	72	54	775	258,8292	349,8300	-91,0008
4	242	96	563	828,8856	360,1872	+468,6984
5	182	89	630	396,1404	261,3420	+134,7984
Total	200	653	48	420,0264	4.390,8300	-3.970,8036

surgimento real de novas áreas florestais até a ocorrência de erros no processo de interpretação, mapeamento e avaliação das áreas florestais, os quais podem concorrer para superestimativas e subestimativas de áreas.

Os principais fatores que podem ter contribuído para os acréscimos de áreas foram:

1- novas áreas florestais:

- capoeiras (regeneração);
- capoeiras à margem de rios (classificadas como matas ciliares);
- reflorestamentos;
- reflorestamentos classificados como matas naturais;

2- fatores de erro quanto ao mapeamento:

- omissão de áreas florestais no levantamento anterior;
- identificação e classificação incorreta;
- delineamento de contornos;

3- processo de avaliação das áreas sujeito a:

- erro de enumeração;
- erro de instrumentação;
- erro de interpretação;
- erro de compensação;
- erro de digitação (cálculo);

4- fatores de erro quanto à escala dos mapas:

- levantamentos semi-detalhados;
- dilatação do papel;
- processo de compilação;
- variação de escala entre mapas.

De acordo com DE AGOSTINI²¹, portanto, estes erros podem ser enquadrados como acidentais ou sistemáticos. Acidentais, aqueles que tiveram uma causa fortuita (exemplo: fatores de erro quanto ao mapeamento), enquanto que os sistemáticos obedecem a uma regra, conhecida ou não (exemplo: fatores de erro relacionados à escala dos mapas). Os erros do processo de avaliação de áreas podem ser classificados tanto como acidentais (enumeração, digitação, interpretação) quanto como sistemáticos (instrumentação e compensação).

5.4. DISTRIBUIÇÃO ÓTIMA DOS PERCENTUAIS DE COBERTURA FLORESTAL POR 100 ha A PARTIR DA DISTRIBUIÇÃO BETA, NO MUNICÍPIO DE IBIRUBÁ

O levantamento dos percentuais de cobertura em todas as unidades e o seu agrupamento em classes de tamanhos definidos permitiram a realização de um estudo, que teve como objetivo determinar a distribuição ótima das frequências dos percentuais de cobertura por classe.

Para tanto, formulou-se a hipótese de nulidade (H_0), de que o comportamento das frequências das unidades por classes tinha explicação em uma função teórica de distribuição da probabilidade contínua, ou seja, esperava-se que os dados de frequência observada se ajustassem de acordo com a distribuição beta.

Com base nesta distribuição, caso se comprove a hipótese (H_0), podem ser realizados estudos no sentido de quantificar a área florestal a partir da distribuição amostral das

freqüências dos percentuais de cobertura florestal, com a vantagem de permitir conhecer o tamanho médio das áreas (ou percentuais), sua variância e, o mais importante, sua distribuição em classes pré-estabelecidas. Assim, uma vez calculadas as freqüências pela função teórica e verificado o ajuste pelo teste do qui-quadrado, e com a aceitação da hipótese (H_0), pode-se dizer que as diferenças constatadas são devido ao acaso.

Para as funções de distribuição dos percentuais de cobertura de todos os tipos constatou-se o prolongamento do limite superior da função em um máximo de 25% do comprimento total do eixo das abcissas. Este prolongamento, calculado pelo programa de ajuste, tem, segundo ZOERER⁹⁵, a finalidade de evitar o problema causado pelas freqüências estimadas pela função, que são muito baixas no lado direito. Constatou-se, entretanto, que, mesmo com o prolongamento do limite superior, as freqüências estimadas do lado direito foram baixas. Neste caso, para os testes do qui-quadrado, considerando-se a restrição da freqüência estimada (E_i) ser maior ou igual a 1,5 para poder realizar o teste com boa precisão, segundo GIBBONS²⁹, adotou-se a restrição de $E_i \geq 2$, fundindo-se, portanto, em uma única classe as estimativas inferiores a 2. Este procedimento pode ser visto em COSTA NETO²⁰.

As Tabelas 41, 42 e 43 sintetizam, por tipo florestal, os resultados referentes ao ajuste das freqüências de unidades por classe de cobertura à distribuição beta, relativos aos anos de 1956, 1965 e 1975, respectivamente.

Em 1956, de acordo com a tabela 41, os dados de freqüência ajustados à distribuição beta foram referentes aos percentuais de cobertura dos tipos 1, 3 e de cobertura total,

TABELA 41. Resultados do ajuste à Distribuição Beta em 1956.

		C l a s s e s																	Qui-quadrado		
TF1		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	calcu- lado	0,95-f.GL	
1	FO	181	143	112	86	86	62	43	25	14	11	3	4	[2 2 2 0 1]	2	2	0	1	12,16	22,86	
	FE	180	146	117	92	71	54	40	29	20	13	8	4								2
3	FO	119	31	14	9	6	6	2	[1 1 0 1]	1	0	1	0	0	0	0	0	0	15,34	15,51	
	FE	94	41	22	13	8	5	3													2
4	FO	159	27	12	6	[2 1 0 1]	3	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	20,72	12,07	
	FE	128	50	18	8																3
5	FO	114	27	14	4	[4 2]	3	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	12,70	12,07	
	FE	85	40	18	8																3
T	FO	139	127	127	126	98	70	55	37	19	15	6	6	[2 2 2 0 1]	3	2	0	0	1	8,28	22,36
	FE	143	151	134	111	89	69	51	37	25	16	10	6								
		Coeficientes						Dados ajustados													
		Constante		ALFA		BETA		Média		Variância		C.V. (%)									
1		0,0137246851		0,004763062		3,38150343		15,8996		170,477208		82,12									
3		5,919808 E-3		0,529975603		3,26843404		8,1987		73,846611		104,81									
4		0,0011020620		0,449926980		4,99622446		5,0641		23,239090		95,19									
5		0,2262430280		0,408416112		2,91471040		5,65027		26,222459		90,63									
T		0,0015983870		0,265923846		4,06075152		17,6284		174,2717		74,46									

Limite inferior da 1ª classe: 0,01%. Intervalo de classe: 5%.

TABELA 42. Resultados do ajuste à Distribuição Beta em 1965.

		C l a s s e s																	Qui-quadrado			
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	calcu- lado	0,95-f.GL		
1	FO	192	176	123	109	64	36	28	8	10	6	3	$\begin{bmatrix} 2 & 1 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 2 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$							13,09	22,36	
	FE	209	167	124	89	62	32	27	18	10	6	3										
3	FO	30	20	12	8	4	$\begin{bmatrix} 0 & 9 & 1 & 1 \\ 6 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}$														6,47	12,59
	FE	29	18	11	7	4																
4	FO	77	21	8	3	$\begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 2 & 0 \end{bmatrix}$														5,15	9,49	
	FE	68	27	10	3																	
5	FO	97	24	6	$\begin{bmatrix} 0 & 4 & 1 \\ 10 & 1 & 0 \end{bmatrix}$														23,69	9,49		
	FE	78	30	13																		
T	FO	174	191	152	124	72	47	29	14	8	9	5	$\begin{bmatrix} 4 & 1 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 2 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$							17,38	22,36	
	FE	204	179	140	103	74	50	33	21	13	8	4										

	Coeficientes			Dados ajustados		
	Constante	ALFA	BETA	Média	Variância	C.V.(%)
1	2,8470 E-7	0,0982397	6,75408532	13,155	122,85956	84,26
3	0,00430339	-0,1246756	3,67134456	9,2579	55,5995	80,54
4	0,00691636	-0,2494470	4,59547431	5,0445	18,89736	86,17
5	0,05122500	-0,4150064	3,57328630	5,22014	19,0867	83,69
T	2,3271 E-7	0,1997109	6,83318001	14,017	128,206173	80,78

Limite inferior da 1ª classe: 0,01%.

Intervalo de classe: 5%.

TABELA 43. Resultados do ajuste à Distribuição Beta em 1975.

		C l a s s e s																		Qui-quadrado		
TFl		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	calcu- lado	0,95-f.GL	
1	FO	337	184	86	47	22	16	2	5	$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 3 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$											14,27	15,27
	FE	339	162	92	53	31	17	11	5													
3	FO	60	23	8	3	4	0	0	2											10,26	11,07	
	FE	50	22	17	7	4	5	0	0													
4	FO	219	42	7	$\begin{bmatrix} 7 & 2 \\ 4 & 1 \end{bmatrix}$															30,45	9,49	
	FE	186	66	20																		
5	FO	179	28	9	$\begin{bmatrix} 1 & 1 & 2 \\ 5 & 1 & 0 \end{bmatrix}$															23,89	9,49	
	FE	147	52	14																		
T	FO	286	215	149	72	30	24	15	6	3	$\begin{bmatrix} 0 & 3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 2 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$										15,80	19,68
	FE	308	195	123	76	46	26	15	8	4												
		Coeficientes									Dados ajustados											
		Constante		ALFA		BETA							Média	Variância	C.V. (%)							
1		6,697 E-10		-0,27152147		8,831049							8,3784	68,2977	98,64							
3		0,041749064		-0,44456553		2,984858							7,26526	42,8205	90,07							
4		0,054024000		-0,29107750		4,487066							4,1224	10,7835	79,66							
5		0,00347		-0,36283		5,290860							4,16832	12,1428	83,60							
T		6,1987 E-11		-0,01710900		9,450285							9,8197	78,5415	90,25							

Limite inferior da 1ª classe: 0,01%.

Intervalo de classe: 5%.

comprovando-se nestes casos a hipótese (H_0), ou seja, a distribuição de frequência de unidades por classes de cobertura tem um comportamento que pode ser descrito a partir de uma distribuição probabilística contínua, no caso a distribuição Beta. A hipótese alternativa (H_1) prevaleceu nos casos dos tipos 4 e 5, que apresentaram valores de qui-quadrado superiores aos limites críticos a 0,05%, não podendo, portanto, ser explicados por uma função probabilística contínua.

A hipótese de aceitação (H_0), em 1965, conforme a Tabela 42, foi comprovada no caso da distribuição de frequência dos percentuais de cobertura pelos tipos florestais 1, 3 e 4 e do conjunto total. No caso da distribuição do tipo 5, constatou-se a rejeição de H_0 , concluindo-se que os percentuais deste tipo não tinham um comportamento que pudesse ser descrito pela função beta.

Em 1975, a partir das modificações ocorridas nos tipos florestais, houve significativas mudanças em suas frequências por classes de cobertura, sendo que estas mudanças proporcionaram alterações no comportamento descrito pelo ajuste em uma distribuição probabilística contínua. De 1956 para 1965 constatou-se, para a maioria dos casos, a hipótese (H_0), em função dos ajustes observados para a distribuição Beta. Em 1975, entretanto, a um nível de 95%, há uma rejeição da hipótese (H_0) no que concerne à distribuição dos percentuais dos tipos 4 e 5. A aceitação de H_0 ocorreu somente para a distribuição de frequência dos percentuais de cobertura florestal por todos os tipos em conjunto e dos tipos 1 e 3.

Nas tabelas onde constam as frequências observadas e estimadas em cada classe, verificou-se a tendência da função

estimar valores baixos no lado direito (veja ZOEHRER⁹⁵ e IBDF/UFSM⁴⁴). Com o arredondamento dos valores calculados, estas classes apresentaram frequências zero, reduzindo-se assim o número de classes na distribuição ótima, ou seja, suprimiram-se aquelas situadas próximas ao limite superior da função.

Em geral, houve uma tendência de superestimar os valores em relação aos percentuais médios de cobertura reais, sendo que, em alguns casos, houve uma subestimação dos valores. Quanto à variância e o coeficiente de variação obtidos a partir dos dados fornecidos pelas funções, constatou-se que estes parâmetros e índices foram, em geral, inferiores aos apresentados pelos dados em sua forma bruta, sem qualquer ajuste.

Independente do ajuste ser significativo ou não, procedeu-se estes cálculos (média, variância e coeficiente de variação) para todas as distribuições de frequências. As curvas de distribuição dos percentuais totais são ilustradas na Figura 13.

É importante ressaltar que, no conjunto de todos os tipos florestais, a variável aleatória constituída pelos percentuais de cobertura florestal ajusta-se ao modelo teórico da distribuição probabilística Beta. Isto foi constatado em todos os períodos em que se trabalhou com o conjunto total da população, ou seja, a área total do município, dividida em parcelas de 100 ha. Com a comprovação da hipótese (H_0) formulada, pode-se afirmar que também os estudos conduzidos por meios amostrais conduzirão a assertivas que definirão o comportamento de uma população constituída por percentagens de cobertura, quanto à sua distribuição de frequências.

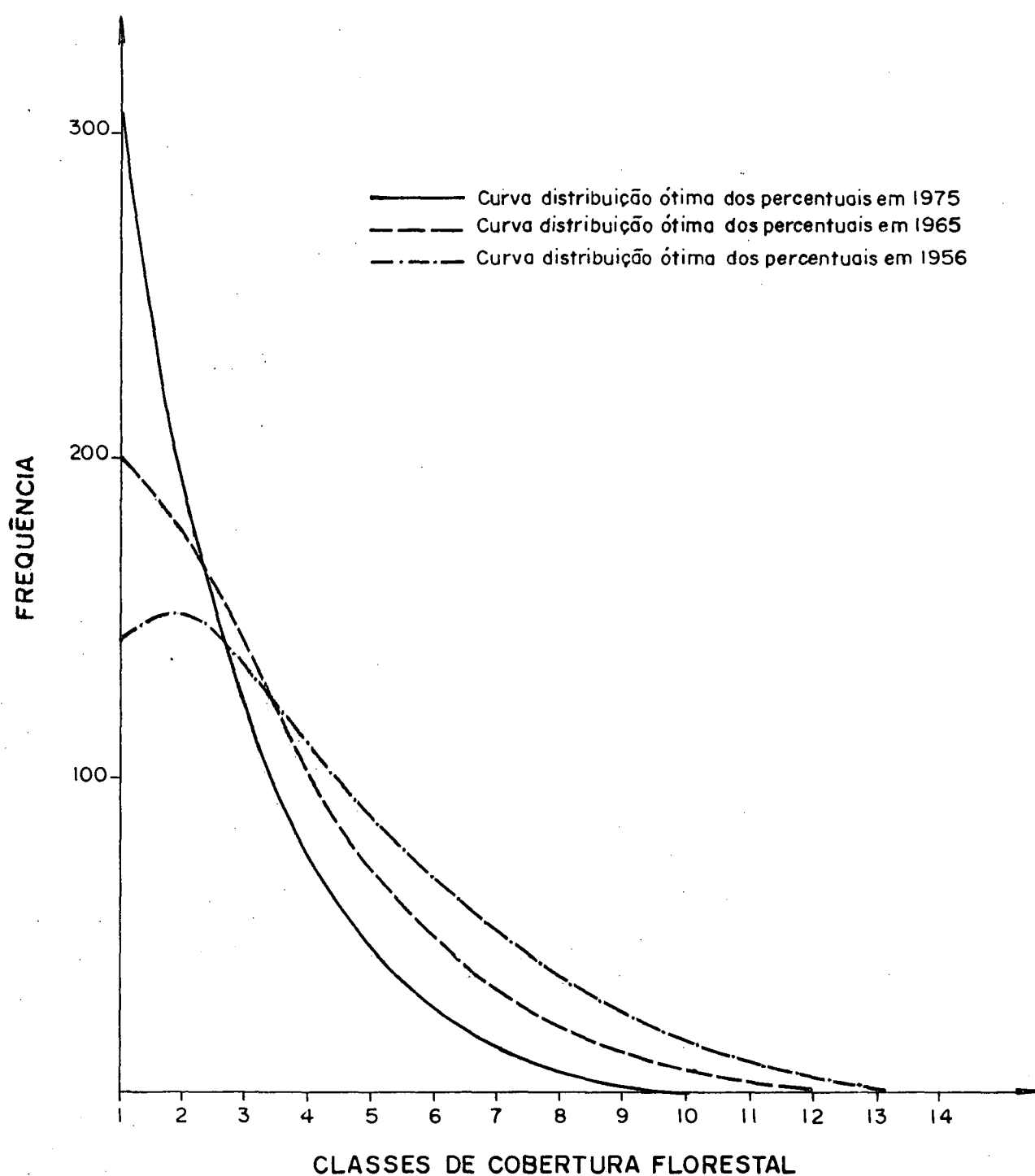


FIGURA 13. Curvas das distribuições Beta em 1956, 1965 e 1975.

5.5. AJUSTE DAS FREQUÊNCIAS OBSERVADAS POR CLASSES DE COBERTURA À MODELOS DE REGRESSÃO

De acordo com o proposto, testou-se também o ajuste de modelos exponenciais polinomiais, expandidos da distribuição exponencial negativa, aos dados de frequências de unidades com cobertura florestal por classe.

Estes testes foram realizados nos três períodos, nas distribuições de frequências de cobertura florestal, por tipo individualizado e no conjunto total.

Os polinômios exponenciais testados variaram do 2º ao 6º grau, sendo que a seleção daquele que melhor se ajustasse aos dados foi feita pela análise combinada do coeficiente de determinação múltipla, erro padrão da estimativa e teste do qui-quadrado. Antes, porém, procedia-se um teste para verificar se o modelo era significativo ou não, ao nível de 0,05 de probabilidade.

As Tabelas 44 e 45 apresentam os coeficientes dos modelos e a respectiva análise de eficiência e precisão referentes aos ajustes efetuados com os dados de 1956.

Em relação a 1965, os coeficientes e as análises são apresentadas nas Tabelas 46 e 47 e os resultados referentes a 1975 estão dispostos nas Tabelas 48 e 49.

Da Tabela 44, verificou-se que os modelos polinomiais de 3º grau se ajustaram melhor aos dados observados de frequência de floresta ciliar e o polinômio de 4º grau se ajustou aos dados de floresta nativa aberta. O polinômio de 5º grau foi o que melhor ajuste ofereceu aos dados de floresta nativa fechada, floresta nativa fechada + floresta ciliar e de cobertura

TABELA 44. Grau e coeficientes da função exponencial polinomial dos tipos florestais em 1956.

Cobertura por	Grau do polinômio	C o e f i c i e n t e s						
		B ₀	B ₁	B ₂	B ₃	B ₄	B ₅	B ₆
Mata nati- va fechada	5º	166,21036	-0,033551861	-0,065957956	8,305526 E-3	-6,861829 E-4	0,0000215697	
Capoeira	6º	132,55667	-2,90694947	2,04160008	-0,817286618	0,164295715	-0,0158498	0,00057932
Mata nati- va aberta	4º	159,995727	-5,10177247	5,9108115	-3,50569753	1,00364343		
Mata ci- liar	3º	113,13209	-1,57826773	0,241226013	-0,0171318			
Mata nati- va fechada + ciliar	5º	167,93641	0,0324820875	-0,0823968716	0,00957594	-0,00071410653	-0,0000213458	
Total	5º	125,58344	0,432464133	-0,237681697	0,0371302592	-0,00278672727	0,0000753958	

Valores de X no ajuste ≥ 0

Amplitude das classes: 5%

TABELA 45. Análise da eficiência e ajuste dos modelos de distribuição de frequências em 1956.

Cobertura por	Erro padrão da estimativa	Coeficiente de determinação	F	ANOVA	Significância a 95%	Qui-quadrado		
						Calculado	Tabulado	
Mata nativa fechada	0,690006	0,928258	28,57	-3,20	S	12,765	22,36	S
Capoeira	0,5762678	0,9651439	18,46	6,16	S	2,619	14,067	S
Mata nativa aberta	0,5916009	0,971242	25,33	9,12	S	2,83	11,07	S
Mata ciliar	0,3218523	0,981624	35,62	9,55	S	1,548	11,07	S
Mata nativa fechada + ciliar	0,691019335	0,9298694	29,17	3,20	S	14,303	22,36	S
Total	0,65674	0,937652816	33,09	3,20	S	12,257	22,36	S

TABELA 46. Grau e coeficientes da função exponencial polinomial dos tipos florestais em 1965.

Cobertura por	Grau do polinômio	C o e f i c i e n t e s					
		B ₀	B ₁	B ₂	B ₃		B ₅
Mata nativa fechada	5º	178,58078	0,4042956343	-0,372956343	0,0699287682	-0,005739922	0,000165915
Capoeira	3º	23,4096917	0,890830138	-0,659586	0,0631557		
Mata nativa aberta	3º	59,80254	0,645788	-1,2158876	0,181796654		
Mata ciliar	4º	83,0900553	4,06143603	-6,54486687	2,16849627	-0,21125136	
Mata nativa fechada + ciliar	5º	187,76002	0,421073111	-0,37821553	0,0706563861	-0,005794257	0,000167454478
Total	5º	158,53932	0,788554098	-0,539663546	0,0992253828	-0,0078785624	0,000220124082

Valores de X no ajuste ≥ 0

Amplitude das classes: 5%.

TABELA 47. Análise da eficiência e ajuste dos modelos de distribuição de freqüências em 1965.

Cobertura por	Erro padrão da estimativa	Coeficiente de determinação	F	ANOVA	Signifi- cância a 95%	Qui-quadrado		
						Cal- culado	Tabe- lado	
Mata nativa fechada	0,6229369	0,955737	47,50	3,20	S	16,534	21,026	S
Capoeira	1,0937417	0,837933	8,62	5,41	S	9,195	9,49	S
Mata nativa aberta	1,26352723	0,88426	5,09	19,16	N	16,63		N
Mata ciliar	2,30301	0,817449	1,12	224,6	N	22,997		N
Mata nativa fechada + ci- liar	0,607513042	0,958708325	51,08	3,20	S	13,923	21,026	S
Total	0,66616326	0,94997862	41,78	3,20	S	19,22	21,026	S

TABELA 48. Grau e coeficientes da função exponencial polinomial dos tipos florestais em 1975.

Cobertura por	Grau do polinômio	C o e f i c i e n t e s						
		B ₀	B ₁	B ₂	B ₃	B ₄	B ₅	B ₆
Mata nativa fechada	6º	348,7045	-0,937809962	0,2680237	-0,0862453	0,0113734	-0,0006625	0,000014376
Capoeira	4º	68,48717	-2,94645386	1,88288082	-0,5222886	0,043293		
Mata nativa aberta	2º	210,3822	-1,8580859	0,1849311265				
Mata ciliar	3º	170,46561	-1,3107648	-0,36106287	0,08928829			
Mata nativa fechada + ciliar	4º	382,32369	-0,749453684	0,047230542	-0,008129328	0,0003913907		
Total	4º	301,52151	-0,381666656	-0,0113361087	-0,0051133362	0,000345281087		

Valores de X no ajuste ≥ 0

Amplitude das classes: 5%.

TABELA 49. Análise da eficiência e ajuste dos modelos de distribuição de frequências em 1975.

Cobertura por	Erro padrão da estimativa	Coefficiente de determinação	F	ANOVA	Signifi- cância a 95%	Qui-quadrado calcu- lado	GL	tabe- lado	
Mata nativa fechada	0,97346345	0,9284586	26,79	3,09	S	13,12	9	15,507	S
Capoeira	0,910971746	0,933372352	10,51	9,12	S	9,12	5	9,49	N
Mata nativa aberta	0,488650196	0,9645298	27,19	19,00	S	3,71	5	9,488	S
Mata ciliar	0,43835	0,982227	36,84	19,16	S	3,41	4	7,815	S
Mata nativa fechada + ci- liar	0,8800375	0,93279888	45,12	4,00	S	15,45	9	15,507	S
Total	0,900983048	0,933610417	45,70	4,00	S	12,92	10	16,919	S

total. O polinômio de 6º grau ofereceu ajuste significativo aos dados de capoeira.

A análise de eficiência e precisão dos modelos apresentada na Tabela 45 mostrou, através da análise da variância, que todos os modelos apresentados são significativos, pois os valores encontrados para (F) são superiores aos tabelados a um nível de 0,05. Pelo teste do qui-quadrado, os modelos exponenciais explicam a distribuição de frequência de cada tipo florestal por classe de cobertura, pois os valores de qui-quadrado encontrados são inferiores aos valores críticos tabelados a 0,05 com os respectivos graus de liberdade.

Os coeficientes de determinação múltipla (R^2) obtidos para os modelos revelam a alta percentagem de variação total da variável independente (frequência) explicada através dos modelos exponenciais polinomiais.

Convém salientar que, em relação às distribuições de frequências, outros modelos exponenciais de graus diferentes também apresentaram ajuste aos dados de frequência observada. Mas os que estão dispostos na Tabela 45, além da significância constatada pelo teste F a 0,05 de probabilidade, da aderência confirmada pelo qui-quadrado e pelo alto valor de R^2 , foram, em geral, os que apresentaram os menores valores de erro padrão da estimativa.

Em relação a 1965, segundo consta na Tabela 46, os modelos polinomiais de 5º grau continuaram sendo os que melhor ajuste apresentavam aos dados de frequência de cobertura pelos tipos 1, 1 + 5 e da cobertura total. As principais modificações ocorreram quanto aos tipos 4 e 5, que não tiveram uma distribuição de frequência explicada por nenhum modelo polinomial

exponencial. O tipo florestal 3, que anteriormente apresentava uma distribuição de frequência ajustada por um polinômio de 6ª ordem, apresentou melhor ajuste com um modelo de 4º grau.

A análise de eficiência e precisão dos modelos ajustados em 1965, apresentada na Tabela 47, mostrou que foram significativos ao nível de 0,05. Os polinômios do 5º grau do tipo florestal 1, 1 + 5 e da cobertura total, uma vez que os valores de F excederam o nível crítico pré-estabelecido, e o modelo de 4º grau, referente ao ajuste proporcionado pelos dados de capoeira, também foram significativos.

Os tipos florestais nativa aberta e ciliar não apresentaram qualquer modelo que se ajustasse aos dados, o que pode ser comprovado na Tabela 47, onde constam como exemplos os elementos de análise de modelos polinomiais de 3º e 4º graus destes tipos, respectivamente. Constatou-se que os valores de F calculados para estes modelos são inferiores ao nível crítico a 0,05.

A aderência da variável aleatória cobertura florestal aos modelos testados foi constatada nos tipos florestais 1, 3, 1 + 5 e no total, uma vez que os valores do qui-quadrado calculado não excederam aos valores críticos tabelados ao nível de 0,05.

Dos modelos considerados significativos, verificou-se que o referente às capoeiras foi o que apresentou, em 1965, o menor coeficiente de determinação e maior erro padrão da estimativa. O tipo florestal 1, a composição 1 + 5 e a cobertura total apresentaram, de uma maneira geral, altos valores de coeficiente de determinação e baixos valores de erro padrão da estimativa.

Na Tabela 48 são apresentados os graus e coeficientes dos modelos exponenciais polinomiais que melhor se ajustaram aos dados de freqüência de 1975. Para a floresta nativa aberta e a floresta ciliar, que no período anterior não apresentaram nenhum polinômio exponencial que explicasse suas distribuições de freqüência, constatou-se um ajuste ótimo a partir dos modelos de 2º e 3º graus, respectivamente. O modelo de 4º grau foi selecionado para explicar a distribuição das capoeiras, composição floresta nativa fechada e floresta ciliar e da cobertura total. Para a floresta nativa fechada o modelo selecionado foi o do polinômio de 6º grau.

Comparando estes resultados de 1975 com os de 1965, verificou-se que ocorreram profundas modificações nos graus dos polinômios que melhor resposta ofereceram aos ajustes efetuados. Isto pode ser explicado a partir da constatação das alterações significativas que modificaram o comportamento das distribuições de freqüências dos tipos florestais no período 1965-1975.

A análise de eficiência e precisão dos modelos de distribuição de freqüências para os tipos florestais por classes de cobertura florestal no ano de 1975, apresentada na Tabela 49, indicou que todos os modelos foram significativos a um nível de 0,05 de probabilidade, uma vez que os valores de F calculados foram superiores aos valores tabelados.

Com a significância dos modelos, foi procedido o teste do qui-quadrado para verificar a aderência da variável aleatória ao modelo de regressão e observou-se que os dados referentes à floresta nativa fechada, floresta nativa aberta, floresta ciliar, composição mata nativa e mata ciliar e a cobertura

total são iguais a um nível de aceite de 95% a aqueles fornecidos pelas equações de regressão e que, portanto, as diferenças observadas podem ser consideradas como devidas ao acaso. Entretanto, o modelo polinomial de 4º grau não ofereceu aderência aos dados observados de capoeira, uma vez que o valor do qui-quadrado calculado excedeu o valor crítico tabelado.

Na Tabela 49 estão dispostos, ainda, os valores dos coeficientes de determinação múltipla e erro padrão da estimativa para fornecer uma idéia da precisão do ajuste e da estimativa dos modelos polinomiais selecionados.

As Figuras 14 a 18 apresentam as curvas de distribuição geradas pelas equações de regressão ajustadas referentes aos tipos florestais individualizados e da cobertura total em cada período.

Com relação à expansão polinomial da função exponencial para o cálculo das frequências esperadas através de modelos linearizados por processo de logaritmização e ajustados pelo método dos mínimos quadrados, tem-se que a transformação da equação para a forma logarítmica, segundo IBDF/UFSM⁴⁴, resulta em uma estabilização da variância. Entretanto, a transformação logarítmica de um modelo resulta em um erro sistemático de estimativa.

MEYER⁶⁰ definiu estes erros como "discrepância logarítmica" e apresenta o cálculo de um fator baseado no erro padrão da estimativa que, multiplicado pela variável dependente estimada, fornece a estimativa corrigida, eliminando-se, assim, o efeito "discrepância logarítmica".

Os modelos polinomiais ajustados aos dados referentes aos tipos florestais nos três anos considerados forneceram

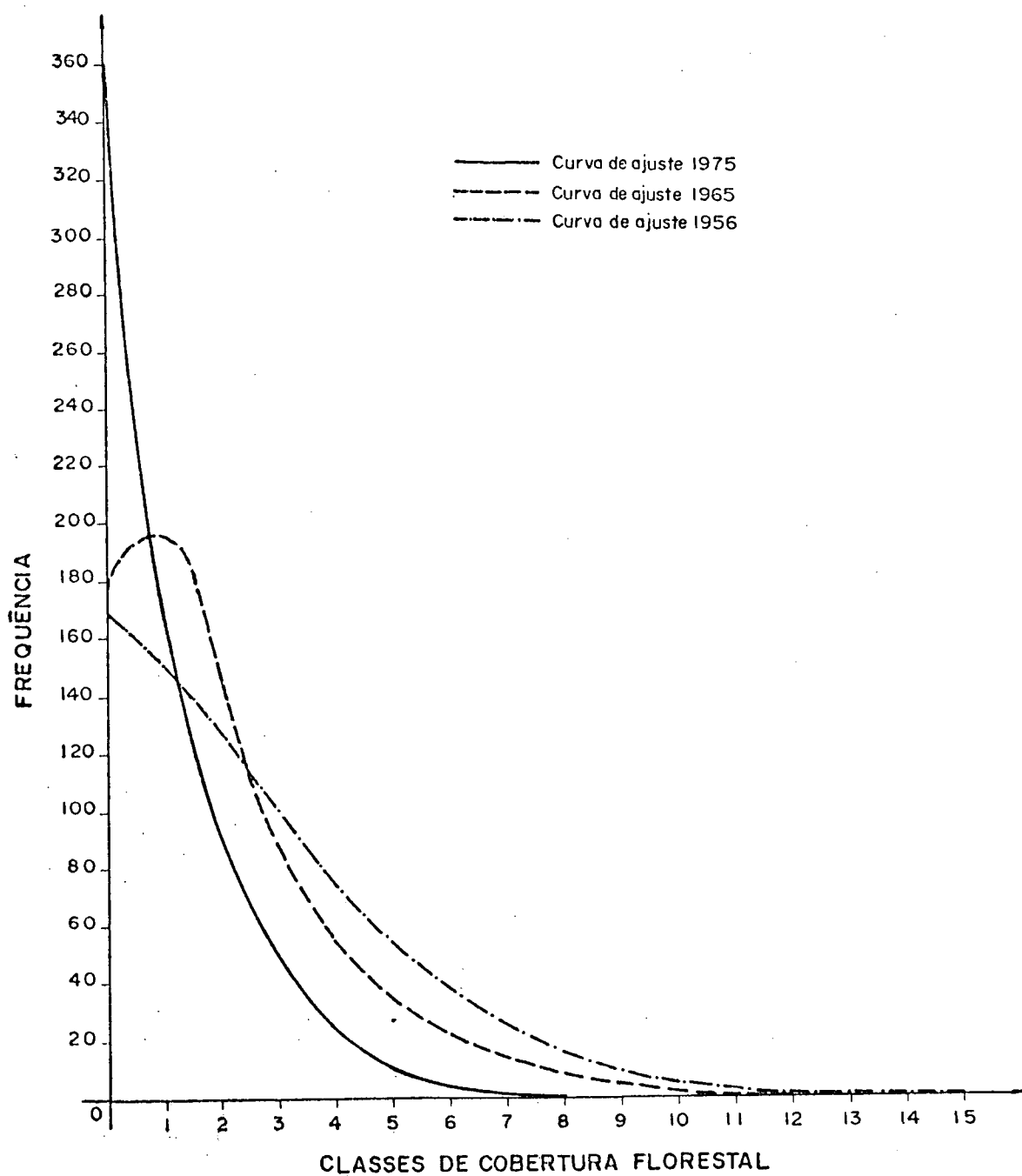


FIGURA 14. Curvas de frequências ajustadas por regressão - Tipo florestal 1.

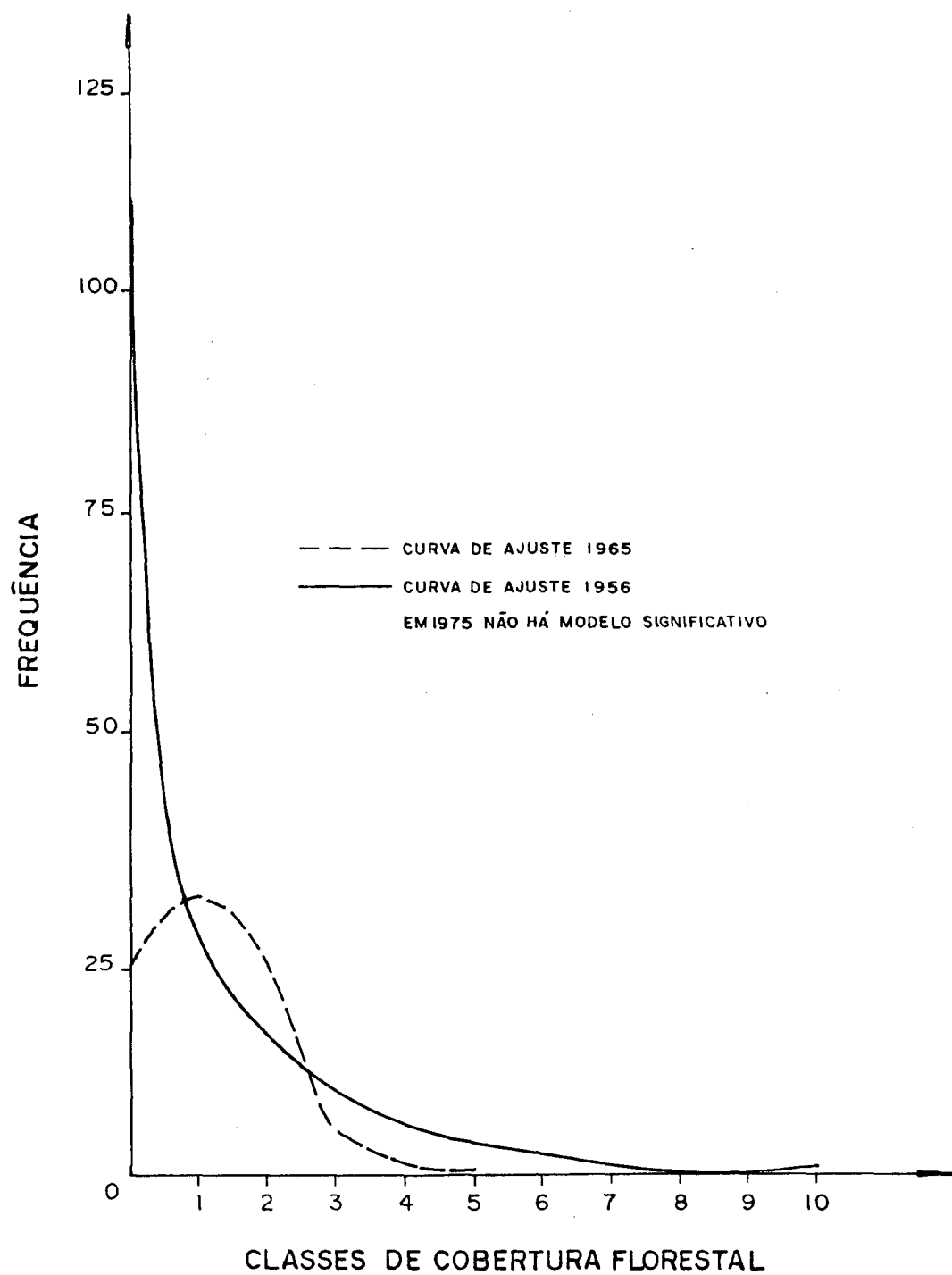


FIGURA 15. Curvas de frequências ajustadas por regressão -
- Tipo florestal 3.

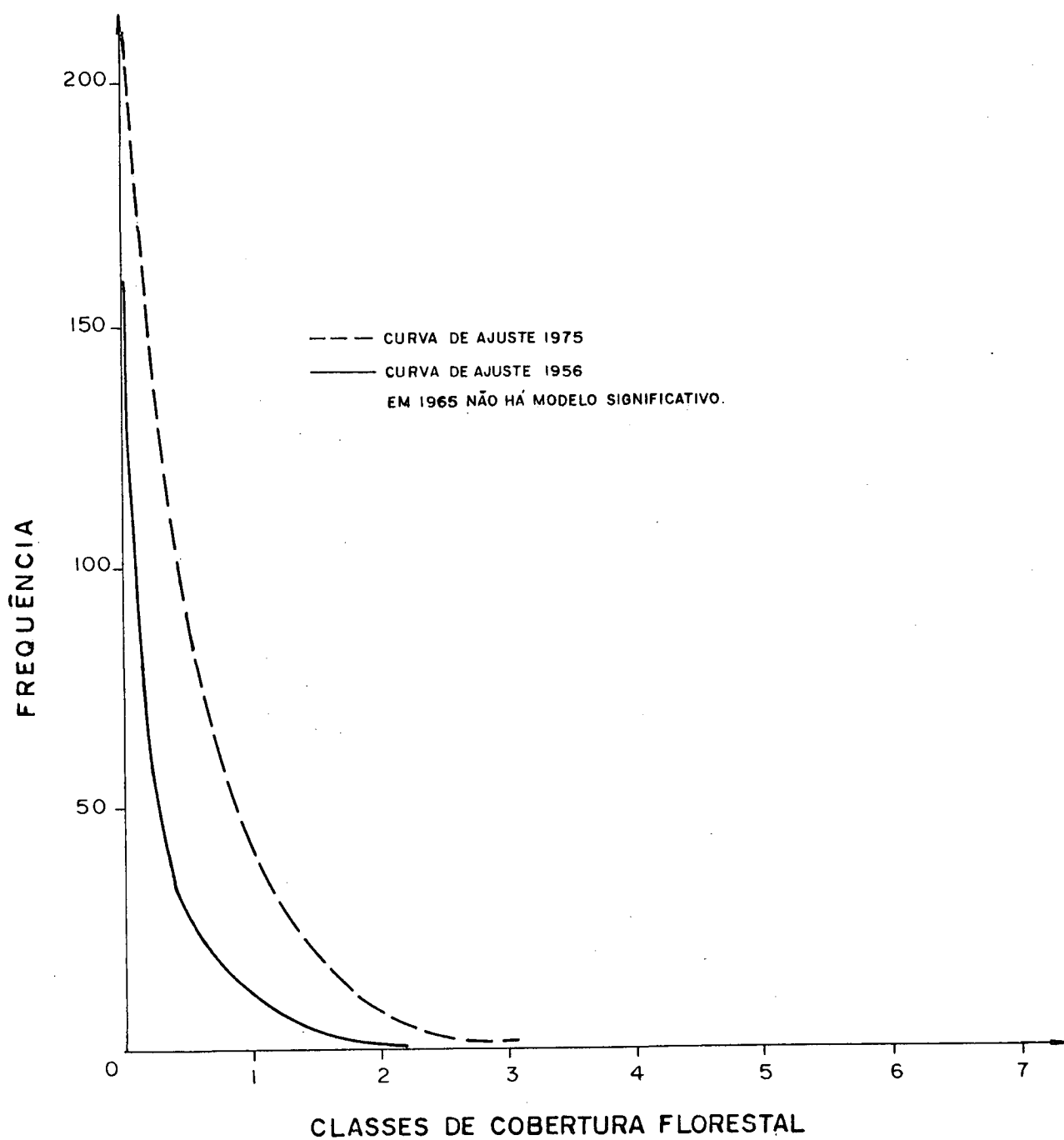


FIGURA 16. Curvas de frequências ajustadas por regressão -
- Tipo florestal 4.

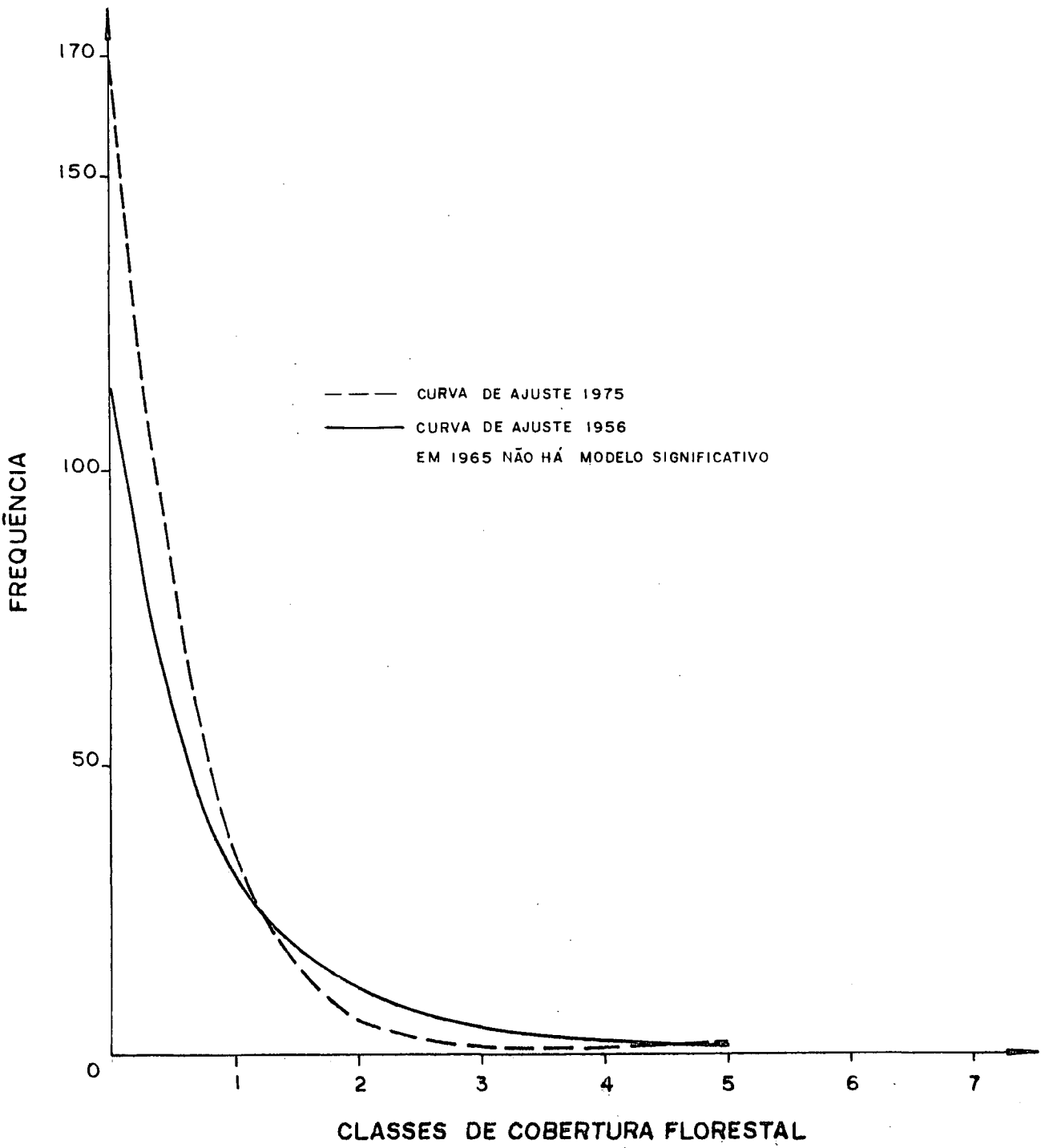


FIGURA 17. Curvas de frequências ajustadas por regressão -
- Tipo florestal 5.

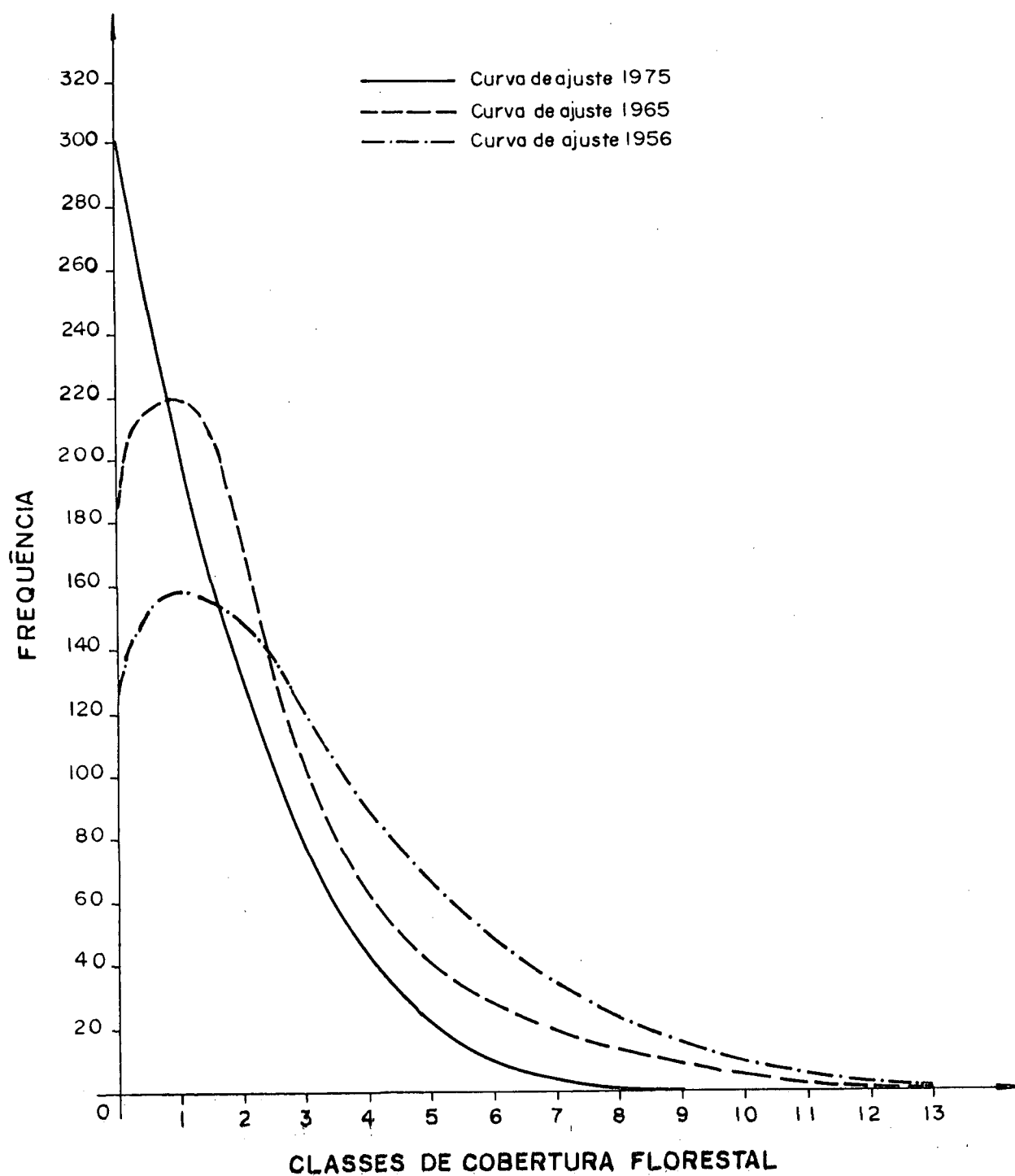


FIGURA 18. Curvas de frequências ajustadas por regressão -
- Cobertura total.

valores de somatórios de frequências esperadas pouco diversos dos somatórios de frequência observada de cada tipo, indicando uma baixa magnitude do efeito da discrepância logarítmica. Este fato é mais pronunciado nos polinômios de maior ordem, onde a diferença é quase nula, raramente atingindo a 0,5% do total.

É aconselhável um maior número de testes com estas funções, inclusive em distribuições diamétricas de florestas naturais, como o desenvolvido por PAVONI⁶⁷, pois se comprovou nesta pesquisa a potencialidade destas funções na explicação de distribuição diamétrica. Não é recomendável expandir demasiadamente o grau polinomial, pois isto, segundo COSTA NETO²⁰, seria um procedimento meramente matemático e nada teria de estatística indutiva.

Neste sentido, SPIEGEL⁸⁶ faz comentários a respeito do caráter probabilístico das regressões, observados neste trabalho.

5.6. MAPEAMENTO DA COBERTURA EM 1985 E ESCOLHA DAS UNIDADES PARA ESTUDOS DE DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL E DE FREQUÊNCIAS

Com a interpretação visual da cobertura florestal sobre as seguintes imagens: LANDSAT TM 3 e 4, de 01.03.85 - escala 1:250.000, LANDSAT MSS 5, de 20.03.83 - escala 1:250.000, LANDSAT RBV, de 19.01.79 - escala 1:100.000, e com a reambulação final efetuada nos meses de outubro e novembro de 1985, elaborou-se um mapa de cobertura florestal (Anexo 4), sem individualização por tipo, que representa a atual situação florestal do município de Ibirubá (considerando o período 1979-1985).

Previam-se inicialmente o uso de imagens LANDSAT TM do ano de 1985 para este levantamento, mas, em função de dificuldades constatadas quanto à interpretação visual e a limitação da escala com conseqüente perda de detalhes, como enfatiza MADRUGA⁵⁸ em levantamento com imagens TM no litoral do Rio Grande do Sul, adotou-se outros produtos de sensoriamento remoto dos satélites LANDSAT de épocas mais recentes. A elaboração final deste mapa, apresentado em escala aproximada de 1:100.000, serviu para os propósitos estabelecidos, ou seja, permitir estudos referentes à distribuição espacial dos percentuais de cobertura florestal, do desmatamento, da distribuição de frequências e dos estudos de amostragem para quantificação de áreas.

Realizada a amostragem casual simples e a seleção ao acaso de 25% das unidades que compunham a população nos levantamentos passados, realizou-se um teste de consistência com o objetivo de verificar se a mesma, com um erro de amostragem fixado em 15%, com 95% de probabilidade, era representativa do universo constituído pelas 901 unidades.

Foram, então selecionadas 225 unidades, das quais 44 não apresentaram cobertura florestal, correspondendo a um índice de 19,56%.

O percentual médio de cobertura destas 181 unidades foi de 7,6810%, com uma variância de 64,8289156, cujo erro padrão da média foi de 0,60013385. O erro absoluto em torno da média foi da ordem de 7,81% e o erro relativo de amostragem a 95% de probabilidade foi de 15,31%, semelhante, portanto, ao pré-fixado.

A partir destes resultados, considerou-se consistente a amostra e com a proporção de unidades sem cobertura florestal

calculou-se em 725 o número de unidades com cobertura florestal no município de Ibirubá no ano de 1985. Assim, as 181 unidades com cobertura florestal foram as que possibilitaram os estudos da distribuição de frequências descritas a seguir e de distribuição espacial (estes já referidos no item 5.1.6).

5.7. FREQUÊNCIA DE COBERTURA FLORESTAL POR CLASSE NO ANO DE 1985 E AJUSTES A DISTRIBUIÇÕES ÓTIMAS

5.7.1. *Frequência Amostral da Cobertura Florestal por Classe*

Efetuada a amostragem casual simples, adotando-se o intervalo de classe de 5%, agrupou-se as unidades por classe de cobertura florestal e posteriormente realizou-se os estudos de tamanho médio e variância amostral das unidades que apresentavam cobertura florestal, bem como a significância da correlação frequência/tamanho de classe. Igualmente, são apresentados na Tabela 50 os resultados amostrais referentes ao centro médio de classe (cobertura média por classe) e a respectiva área florestal ocupada por cada classe.

Os resultados amostrais dispostos na Tabela 50 permitiram afirmar que a correlação frequência/tamanho de classe é significativa ao nível de 95%, como nos períodos anteriores.

TABELA 50. Frequência amostral de unidades de 100 ha por classe de percentuais de cobertura por todos os tipos florestais em 1985 (IC = 5%).

Classe	Intervalo	Centro médio da classe	Frequência	Área (ha)
1	0,01 - 5	2,452	93	228,038
2	5,01 - 10	7,445	42	312,890
3	10,01 - 15	12,689	24	304,536
4	15,01 - 20	17,516	9	157,644
5	20,01 - 25	22,470	5	112,350
6	25,01 - 30	29,205	2	58,410
7	30,01 - 35	31,285	4	125,140
8	35,01 - 40	39,230	1	38,230
9	40,01 - 45	--	0	0,000
10	45,01 - 50	--	0	0,000
11	50,01 - 55	52,770	1	52,770

Número de unidades sem cobertura florestal: 44

Número de unidades com cobertura florestal: 181

Tamanho médio (percentual médio de cobertura): 7,683983

Variância: 64,8289156

Correlação (frequência/tamanho de classe): -0,757782

t - calculado (p/significância de r): -3,484

Valor de "t" a 95% com 9 GL: 1,83

5.7.2. *Distribuição Ótima dos Percentuais de Cobertura Florestal em 1985, a Partir da Distribuição Beta*

A Tabela 51 apresenta os resultados do ajuste da distribuição Beta aos dados amostrais de frequência observada por classe de cobertura.

A aplicação do teste do qui-quadrado permite afirmar que as frequências amostrais têm aderência ao modelo da distribuição Beta, pois o valor do qui-quadrado calculado não excede o nível crítico estabelecido.

Verificou-se, igualmente, que a função prolongou o limite superior de 55% para 68,76%, no sentido de evitar frequências muito baixas do lado direito, conforme comenta ZOEH-⁹⁵RER.

Com a aderência amostral constatada, pressupõe-se que o comportamento da população é semelhante ao observado na amostra e, assim, estabeleceu-se as frequências estimadas ótimas para cada classe, proporcionando-se o conhecimento da área florestal que cada classe apresenta.

Através da média da distribuição e da ocorrência de cobertura em 725 unidades, calculou-se a área florestal do município de Ibirubá no ano de 1985 como sendo de 5.952,55 ha (7,64%), o que registra um decréscimo de 1.840,35 ha em relação a 1975. Isto corresponde a uma alteração negativa da ordem de 23,62% no período, indicando o período 1975-1985 como o que menor índice de alteração apresentou.

A diminuição da taxa de desmatamento, observada no município, pode ser devida a vários fatores, entre os quais salientamos os seguintes:

TABELA 51. Ajuste pela Distribuição Beta em 1985.

Função: BETA

Tipo Florestal: Cobertura Total.

Parâmetros da função:

$$\alpha = -0,34439755$$

$$\text{Cont.:} - 0,000001114810624$$

$$\beta = 4,38541$$

Classe	C.C.	Amostragem		População	
		F O	F E	F O	Área
1	2,28	93	85,23	341,00	777,48
2	7,17	42	41,07	164,32	1.178,17
3	12,22	24	23,47	93,90	1.147,47
4	17,07	9	14,12	56,49	964,28
5	22,21	5	8,14	32,57	723,38
6	27,41	2	4,51	18,04	494,48
7	32,46	4	2,40	9,60	311,62
8	36,70	1	1,34	5,36	196,71
9	40,64	0	0,73	2,92	118,69
10	49,39	0	0,13	0,52	25,68
11	52,09	1	0,07	0,28	14,59
Total		181	181,21	725,00	

 χ^2 calculado: 4,50

 χ^2 tabelado: 15,50

Limite inferior: -0,01

Intervalo de classe: 5%

Limite superior máximo, prolongado pelo programa: -68,76

Média de distribuição: -8,2104

Variância: -62,899819

- a) superestimativa da área em 1985, pela função Beta;
- b) áreas florestais remanescentes localizadas em áreas impróprias para a agricultura;
- c) crescimento do valor econômico da madeira na região;
- d) maior eficiência na fiscalização por parte da Secretaria da Agricultura do Estado e IBDF;
- e) evolução da consciência ecológica e preservacionista no município.

Finalmente, a própria estimativa de área de 1985 pode estar superestimada, uma vez que se utilizou imagens de épocas passadas para se compor a carta florestal que, mesmo com a intensa reambulação desenvolvida, pode apresentar áreas que na realidade já estão desmatadas.

Conforme as estimativas obtidas a partir da distribuição Beta, apresentadas na Tabela 51, traçou-se a curva de distribuição ilustrada pela Figura 19, verificando-se que em 1985 80,47% das unidades apresentavam cobertura florestal, indicando que houve a diminuição de 79 unidades. Esta diminuição maior que as registradas nos períodos anteriores deveu-se, principalmente, ao desmatamento ocorrido nas parcelas com menores percentuais de cobertura.

Verificou-se que cerca de 9,56% das 725 unidades apresentam cobertura florestal superior a 20%, abrangendo uma área de 1.885,15 ha, o que representa, na realidade, um decréscimo, em relação a 1975, da ordem de 13 unidades com cerca de 507,30 ha. Este decréscimo comprova que o desmatamento foi mais intenso sobre as áreas menores, pois as unidades com índices menores que 20% totalizam 90,44%, abrangendo uma área de 4.067,40 ha dispersas na superfície do município de Ibirubá. Este

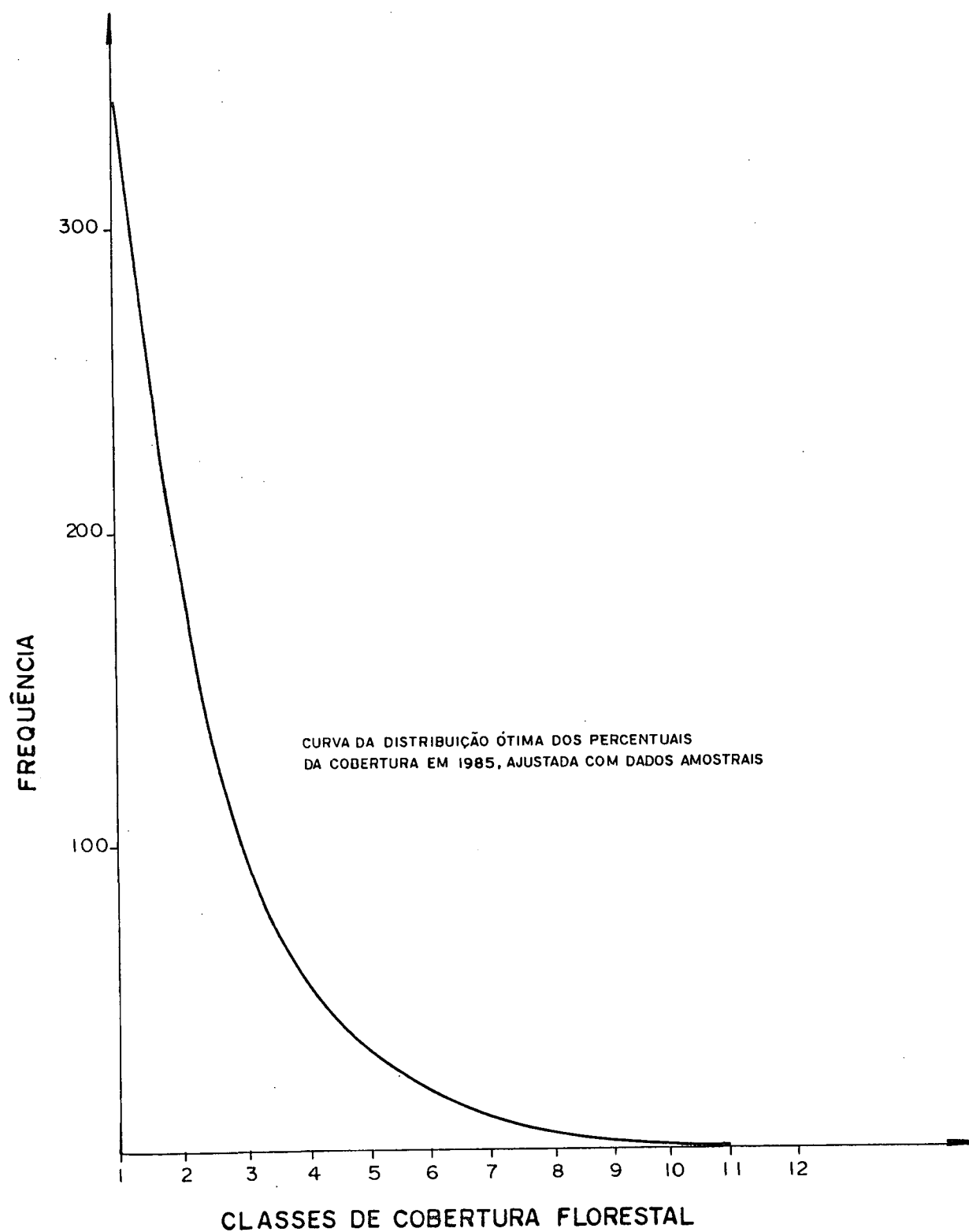


FIGURA 19. Curva da distribuição Beta em 1985.

decrêscimo corresponde, por sua vez, a uma diminuição de 66 unidades com cerca de 1.328,00 ha.

Cabe registrar que a frequência de unidades com percentuais (ou áreas) entre 0,01 e 5%, que pela tendência são as próximas a sofrerem a ação do desmatamento, cresceram cerca de 19,37% e representam hoje 47% das unidades com cobertura florestal. Em 1975 representavam 35,56%; em 1965, 20,91% e em 1956, 16,41%. Estes índices fornecem uma idéia do problema do desmatamento no município de Ibirubá, com a fragmentação contínua de áreas florestais.

5.7.3. *Ajuste das Frequências dos Dados Amostrais de Cobertura Florestal em 1985 aos Modelos de Regressão*

De maneira similar aos dados das populações constituídas pelos índices de cobertura florestal em 1956, 1965 e 1975, foram realizados, com os dados amostrais de 1985, ajustes às frequências teóricas fornecidas por modelos exponenciais polinomiais.

A Tabela 52 apresenta os coeficientes, as frequências amostrais ajustadas e as frequências estimadas por classe para a população.

A Tabela 53 apresenta a ANOVA para o modelo polinomial de 6º grau, que resultou em melhor ajuste aos dados observados amostrais, e nesta tabela estão dispostos também os valores do coeficiente de determinação múltipla e erro padrão da estimativa.

TABELA 52. Ajuste dos dados amostrais de frequência pelo polinômio de 6º grau.

Classe	Centro de Classe	Frequência estimada		Área estimada
		Amostra	População	
0	2,5	89,41	359,64	899,10
1	7,5	49,28	198,22	1.486,65
2	12,5	20,20	81,25	1.015,63
3	17,5	8,58	34,51	603,93
4	22,5	4,87	19,59	440,77
5	27,5	3,50	14,08	387,20
6	32,5	2,24	9,01	292,83
7	37,5	0,84	3,38	126,75
8	42,5	0,18	0,72	30,60
9	47,5	0,07	0,28	13,30
10	52,5	1,07	4,30	225,75

Média: 7,6178 ha

Variância: 59.6275048

<u>Coefficientes</u>		<u>Aderência</u>
b_0	4,4932689	χ^2 calculado: 4,063
b_1	-0,402511722	χ^2 0,05-8 GL: 15,507
b_2	-0,164921353	
b_3	-0,065220402	
b_4	0,043442685	
b_5	-0,006774696	
b_6	0,000324361	

TABELA 53. ANOVA do modelo polinomial de 6º grau.

Fontes de variação	GL	Soma de Quadrados	Quadrado Médio	F	F tabelado
Regressão	6	49,066180	8,177698	26,33	6,16
Resíduo	4	1,242250	0,310567		
Total	10	50,308440			

Coeficiente de determinação múltipla: 0,975307

Erro padrão da estimativa: 0,557282

O teste F indicou que o modelo é significativo, pois o valor encontrado é superior ao tabelado a um nível de 0,05 com 6 x 4 GL, que é de 6,16. Verificou-se, pelo teste do qui-quadrado, que as diferenças entre as frequências observadas e as frequências estimadas podem ser consideradas como devidas ao acaso, pois o qui-quadrado calculado supera o tabelado a 0,05 com 8 GL.

Para a realização do teste do qui-quadrado seguiu-se o procedimento recomendado por GIBBONS²⁹ e COSTA NETO²⁰, entre outros.

Entre o somatório das frequências estimadas, que foi de 180,24, e o somatório das frequências observadas, que é de 181, registrou-se uma pequena diferença de subestimação da ordem de 0,53%, originada pelo efeito de "discrepância logarítmica", mas pelo que se observa esta diferença pode ser considerada como desprezível. Assim, com estes resultados amostrais, procedeu-se o cálculo das frequências estimadas referentes à população

725 unidades, com a respectiva avaliação de áreas.

A média gerada pelos dados ajustados pela regressão proporcionou a estimativa de área em 5.522,90 ha. O erro absoluto em torno da média foi de 7,3%, enquanto que o de amostragem a 95% foi de 14,32%.

Pelo que se constata, a estimativa da área gerada pela regressão foi inferior à estimativa fornecida pela distribuição Beta, sendo que a diferença absoluta foi de 429,65 ha, o que representa cerca de 7,22% do valor indicado pela distribuição Beta.

Entretanto, considerando os intervalos de confiança para as estimativas, tanto da regressão de 6º grau como da distribuição Beta, verifica-se que ambas as médias podem ser consideradas iguais e isto é comprovado por um teste de hipóteses, que forneceu um valor da variável aleatória padronizada Z igual a 0,706. Portanto, para um teste bilateral, o resultado não é significativo ao nível de 0,05, uma vez que Z está contido no intervalo de -1,96 a +1,96, concluindo-se, então, que não há diferença significativa entre a média fornecida pela distribuição Beta e a média calculada a partir da equação de 6º grau. A Figura 20 mostra a curva da distribuição ajustada pela regressão.

5.8. ASSOCIAÇÃO ENTRE O DESMATAMENTO E A DECLIVIDADE

A hipótese formulada (H_0) é a da independência das variáveis binárias (ocorrência de desmatamento na unidade x classe de declividade média da unidade), enquanto que a hipótese

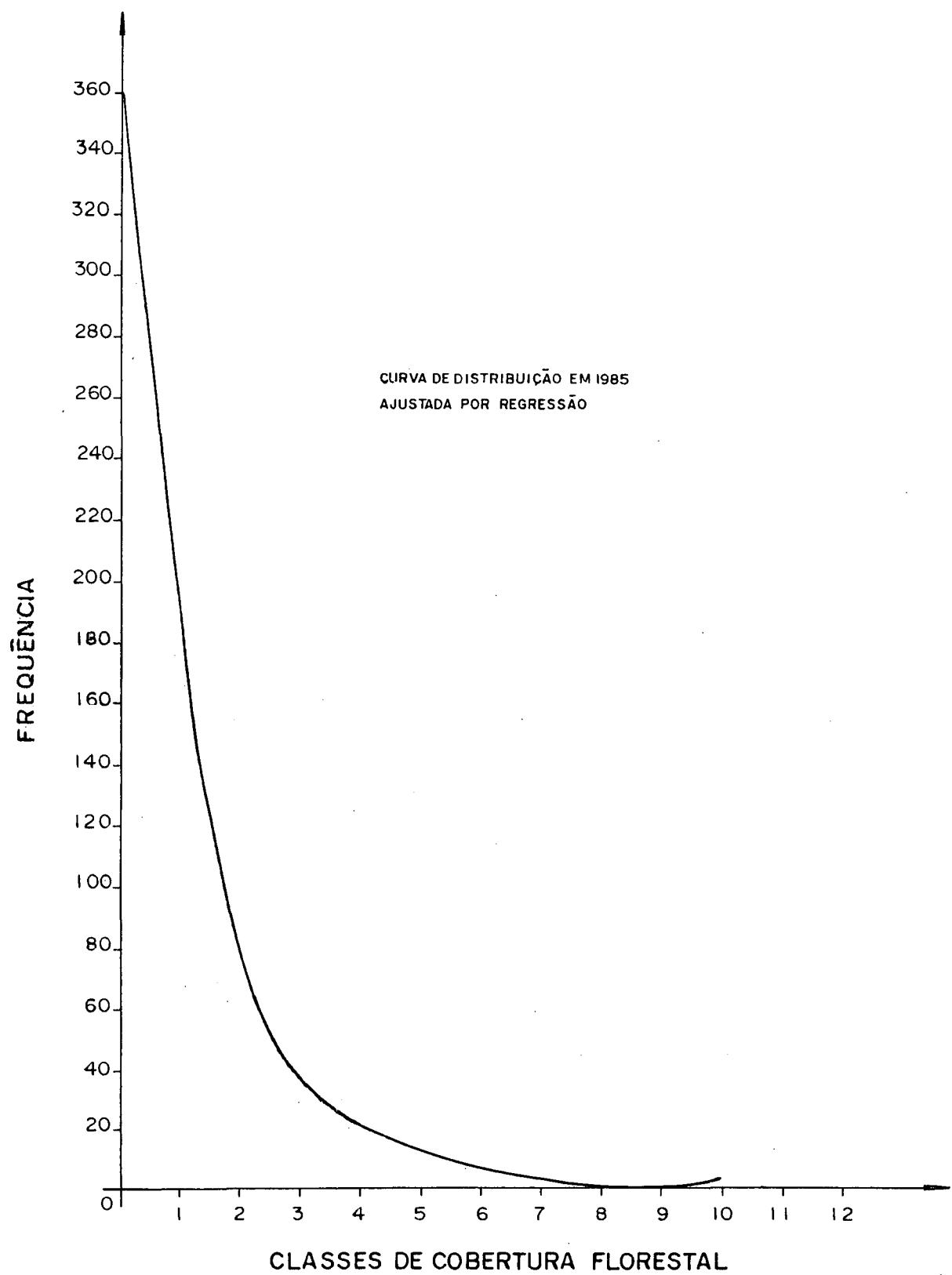


FIGURA 20. Curva da distribuição de freqüências pela regressão em 1985.

alternativa (H_1) diz que, se não há independência, existe algum grau de associação (positiva ou negativa) entre as variáveis. Se houver grau de associação, os índices C_7 (Índice de Cole) e C (Coeficiente de Contingência) indicam a intensidade da associação.

O aceite das hipóteses da associação ou de independência é feita a partir da análise conjunta dos quatro elementos seguintes:

a- número de unidades em que há ocorrência de desmatamento do tipo florestal considerado, com a presença da classe de declividade considerada;

b- número de unidades em que há ocorrência de desmatamento do tipo florestal considerado, em ausência da classe de declividade considerada;

c- presença da classe de declividade considerada e ausência de unidades com desmatamento do tipo florestal considerado;

d- número de unidades que apresentam outra classe de declividade e que também não apresentam desmatamento do tipo florestal considerado.

Com respeito às análises de associação/independência entre as variáveis binárias, em geral verificou-se que os resultados indicam não ter havido, nos períodos 1956, 1965 e 1965-1975, uma associação que possa ser considerada significativa.

Em alguns casos isolados constatou-se a associação, mas, em geral, nestes casos os índices foram baixos e quase inexpressivos. Na maioria dos casos em que se rejeitou a hipótese da independência verificou-se que a associação foi devida

principalmente à frequência de unidades que não tinham ocorrência de desmatamento no tipo florestal considerado e, além disso, não apresentavam a classe de declividade considerada.

As Tabelas 54, 55, 56 e 57 apresentam os resultados referentes ao período 1956-1965 e nas Tabelas 58, 59, 60 e 61 estão dispostas as análises do período 1965-1975 referentes à associação entre a ocorrência de desmatamento com as classes de declividade. No período 1975-1985 não foi realizada esta verificação analítica de independência ou de associação.

No período 1956-1965 a ocorrência de desmatamento total só apresentou associação com a declividade classe 4, como mostra a Tabela 57, sendo que em relação às outras classes de declividade prevaleceu a hipótese da independência. Mesmo assim, a associação constatada foi de grau fraco, como indicam os índices C_7 e C .

Quanto aos tipos florestais em sua ocorrência de desmatamento no período 1956-1965, verificou-se a existência de um grau de associação relativamente alto entre a ocorrência de desmatamento de mata ciliar com a classe de declividade 1 (Tabela 54). Para os demais tipos de ocorrência de desmatamento com esta classe de declividade, os valores do qui-quadrado calculado indicaram o aceite da hipótese da independência entre as variáveis.

A hipótese da rejeição (H_1) (associação) foi constatada entre a declividade classe 2 com a ocorrência de desmatamento de floresta nativa fechada, floresta nativa aberta e floresta ciliar, sendo este um caso de associação negativa, pois o produto (b.c.) foi maior que o produto do elemento (a) e (d). Nestes casos de associação os índices permitem afirmar que a intensidade de associação foi baixa.

TABELA 54. Associação entre o desmatamento e a declividade classe 1 (1956-1965).

Tipo florestal	Elementos da tabela de contingência				χ^2 calculado	Hipótese (H_0 ou H_1)	Associação (+ ou -)	Grau da associação	
	a	b	c	d				C_7	C
Mata nativa fechada	13	573	12	303	1,92	H_0		--	--
Capoeira	4	158	21	718	0,07	H_0			
Mata nativa aberta	3	179	22	697	1,07	H_0		--	--
Mata ciliar	16	122	9	754	46,99	H_1	(+)	0,5790	0,2200
Conjunto	21	680	4	196	0,57	H_0		--	--

TABELA 55. Associação entre o desmatamento e a declividade classe 2 (1956-1965).

Tipo florestal	Elementos da tabela de contingência				χ^2 calculado	Hipótese (H_0 ou H_1)	Associação (+ ou -)	Grau da associação	
	a	b	c	d				C_7	C
Mata nativa fechada	249	337	108	207	5,77	H_1	(+)	0,1347	0,0798
Capoeira	62	100	295	444	0,15	H_0		--	--
Mata nativa aberta	92	90	265	454	11,38	H_1	(+)	0,1810	0,1117
Mata ciliar	29	109	328	435	23,59	H_1	(-)	0,4696	0,1597
Conjunto	282	419	75	125	0,48	H_0		--	--

TABELA 56. Associação entre o desmatamento e a declividade classe 3 (1956-1965).

Tipo florestal	Elementos da tabela de contingência				χ^2 calculado	Hipótese (H_0 ou H_1)	Associação (+ ou -)	Grau da associação	
	a	b	c	d				C_7	C
Mata nativa fechada	232	354	142	173	2,54	H_0		--	--
Capoeira	47	115	327	412	12,71	H_1	(-)	-0,3010	0,1179
Mata nativa aberta	64	118	310	409	3,78	H_0		--	--
Mata ciliar	83	55	291	472	23,31	H_1	(+)	0,3186	0,1589
Conjunto	281	420	93	107	2,64	H_0		--	--

TABELA 57. Associação entre o desmatamento e a declividade classe 4 (1956-1965).

Tipo florestal	Elementos da tabela de contingência				χ^2 calculado	Hipótese (H_0 ou H_1)	Associação (+ ou -)	Grau da associação	
	a	b	c	d				C_7	C
Mata nativa fechada	92	492	46	269	0,19	H_0		--	--
Capoeira	49	113	89	650	33,95	H_1	(+)	0,2137	0,1905
Mata nativa aberta	23	159	115	604	1,26	H_0		--	--
Mata ciliar	6	83	132	680	5,60	H_1	(-)	-0,5598	0,0785
Conjunto	117	584	21	179	4,60	H_1	(+)	0,3145	0,0710

TABELA 58. Associação entre o desmatamento e a declividade classe 1 (1965-1975).

Tipo florestal	Elementos da tabela de contingência				χ^2 calculado	Hipótese (H_0 ou H_1)	Associação (+ ou -)	Grau da associação	
	a	b	c	d				C_7	C
Mata nativa fechada	16	646	9	230	1,18	H_0		--	--
Capoeira	0	52	25	824	1,57	H_0		--	--
Mata nativa aberta	1	95	24	781	1,20	H_0		--	--
Mata ciliar	13	76	12	800	51,25	H_1	(+)	0,4670	0,2300
Conjunto	19	634	6	242	0,16	H_0		--	--

TABELA 59. Associação entre o desmatamento e a declividade classe 2 (1965-1975).

Tipo florestal	Elementos da tabela de contingência				χ^2 calculado	Hipótese (H_0 ou H_1)	Associação (+ ou -)	Grau da associação	
	a	b	c	d				C_7	C
Mata nativa fechada	289	373	68	171	16,79	H_1	(+)	0,2819	0,1360
Capoeira	25	27	332	517	1,65	H_0		--	--
Mata nativa aberta	48	48	309	496	4,84	H_1	(+)	0,1718	0,0731
Mata ciliar	22	67	335	477	9,17	H_1	(-)	0,3761	0,1003
Conjunto	295	358	62	186	30,58	H_1	(+)	0,3690	0,1812

TABELA 60. Associação entre o desmatamento e a declividade classe 3 (1965-1975).

Tipo florestal	Elementos da tabela de contingência				χ^2 calculado	Hipótese (H_0 ou H_1)	Associação (+ ou -)	Grau da associação	
	a	b	c	d				C_7	C
Mata nativa fechada	243	419	131	108	23,71	H_1	(-)	-0,2274	0,1601
Capoeira	14	40	360	487	5,75	H_1	(-)	-0,3750	0,0796
Mata nativa aberta	38	58	336	469	0,16	H_0		--	--
Mata ciliar	48	41	326	486	6,28	H_1	(+)	0,2124	0,0830
Conjunto	233	420	141	107	33,19	H_1	(-)	-0,2626	0,1885

TABELA 61. Associação entre o desmatamento e a declividade classe 4 (1965-1975).

Tipo florestal	Elementos da tabela de contingência				χ^2 calculado	Hipótese (H_0 ou H_1)	Associação (+ ou -)	Grau da associação	
	a	b	c	d				C_7	C
Mata nativa fechada	114	548	24	215	6,98	H_1	(+)	0,3440	0,0870
Capoeira	15	39	123	724	6,88	H_1	(+)	0,1470	0,0810
Mata nativa aberta	9	87	129	676	2,92	H_0		--	--
Mata ciliar	10	128	128	635	8,18	H_1	(-)	0,5269	0,0940
Conjunto	106	547	32	216	1,54	H_0		--	--

Com respeito à associação da classe de declividade 3 com a ocorrência de desmatamento entre 1956-1965, constatou-se associação com a ocorrência de desmatamento de mata ciliar, com uma intensidade mais baixa do que a verificada com a classe de declividade 1, sendo que foi observada, ainda, analiticamente, a existência de uma associação negativa com a variável ocorrência de desmatamento de mata nativa aberta.

Na Tabela 57, onde são expressos os resultados do teste de independência das variáveis ocorrência de desmatamento com a declividade classe 4, verificou-se que a hipótese da independência prevaleceu nos casos referentes à ocorrência de desmatamento de mata nativa aberta e mata nativa fechada. Os valores de qui-quadrado fornecidos pela tabela de contingência são inferiores ao valor crítico tabelado a 95% com 2 GL, que é de 3,84. Esta hipótese foi rejeitada nos casos de capoeira e mata ciliar (esta, uma associação negativa de fraca intensidade). A associação verificada com desmatamento do tipo florestal 1 e 3 é de intensidade média.

No caso do período 1965-1975, em relação à classe de declividade 1, constatou-se associação com a ocorrência de desmatamento de mata ciliar. O grau de associação observado é mais forte que o registrado no período anterior. Nos demais casos, aceitou-se a hipótese da independência a um nível de significância de 0,05.

Com relação à declividade classe 2, entre 1965 e 1975, registrou-se a associação de intensidade média, com a ocorrência do desmatamento total, sendo constatadas ainda associações com as ocorrências de desmatamento de mata nativa fechada, mata nativa aberta e mata ciliar. O coeficiente de contingência

indica que a associação com a ocorrência de desmatamento da mata nativa fechada foi mais forte que a registrada em relação aos outros tipos. A hipótese da independência foi aceita no teste com a ocorrência de desmatamento de capoeira.

A declividade classe 3 apresentou associação negativa com a ocorrência de desmatamento total, pois (bc) foi maior que (ad), cuja associação foi de intensidade média. O teste do qui-quadrado indicou o aceite da hipótese da independência para a mata nativa aberta e a rejeição da mesma nos casos de ocorrência de desmatamento de mata nativa fechada, capoeira e mata ciliar, sendo que com a mata nativa fechada e a capoeira a associação foi negativa.

Entre 1956 e 1965 foi constatada associação entre o desmatamento total e a declividade classe 4. No período 1965 a 1975 não foi registrada a continuidade desta associação, uma vez que o teste da tabela de contingência forneceu elementos que indicam, neste período, a independência total das variáveis a um nível de 0,05. Entretanto, constatou-se a prevalência da hipótese alternativa H_1 , indicando a existência, em algum grau, de associação entre as variáveis. Nos casos de mata nativa fechada, a de mais forte intensidade, e de capoeira observou-se, ainda, uma associação negativa entre a declividade classe 4 e a ocorrência de desmatamento de mata ciliar, de maneira similar à já registrada no período anterior.

5.9. DIMENSIONAMENTO DAS AMOSTRAGENS

5.9.1. Dimensionamento das Amostragens Independentes por Pontos em 1956 e 1985

Com o objetivo de verificar a eficiência da amostragem na quantificação de áreas, dimensionou-se o tamanho das amostras sistemáticas e aleatórias por pontos.

Para o dimensionamento da amostragem independente de 1956 (em 1965 e 1975 os tamanhos das amostras são os mesmos), considerou-se os seguintes elementos:

$P = 0,10$ (proporção de cobertura florestal em 1975);

$t = 1,96$ (valor de t a 95% de probabilidade com $GL > 1.000$);

$E = 0,10$ (erro de amostragem).

Com estes elementos, as amostras sistemáticas e aleatórias aplicadas em 1956, 1965 e 1975 deveriam ter um número mínimo de 3.458 pontos. No caso da amostragem sistemática, a área de influência de cada ponto seria de 22,5144 ha, correspondendo a um quadrado de 474,494 m x 474,494 m.

Entretanto, para facilidade de construção e aplicação da grade de amostragem sistemática, este número mínimo foi densificado para 8.650 pontos, o que configurou uma área de influência para cada ponto de 9 ha, o equivalente a 300 m x 300 m, que na escala de 1:60.000 estão espaçados de 0,5 cm x 0,5 cm.

Na amostragem por pontos aleatórios igualmente houve um aumento do número de pontos, sendo que no caso o número foi de 4.952 pontos. Na subdivisão da área municipal em blocos, este número de blocos foi de 36, contendo um total de 3.778 pontos.

Para o dimensionamento da amostragem independente em 1985 utilizou-se os seguintes elementos:

$p = 0,0800$ (proporção de cobertura estimada pela distribuição Beta);

$t = 1,96$ (valor de t);

$E = 0,10$ (erro de amostragem).

De maneira similar às amostragens aplicadas nos períodos anteriores, utilizou-se também um número superior ao mínimo dimensionado, estipulando-se em cerca de 4.418 o número mínimo de pontos. Entretanto, a amostragem sistemática teve um número de 8.062 pontos, com uma área de influência de 9,279883 ha, espaçados de 304,629 m x 304,629 m, que na escala de 1:101.543 corresponde a 0,3 cm x 0,3 cm. Considerando a área de 77.855 ha, o número de pontos seria de 8.390.

5.9.2. *Dimensionamento do Comprimento Total dos Transectos em 1956 e 1985*

A amostragem efetuada em 1956, 1965 e 1975 teve o seu espaço amostral determinado a partir da equação da variância do estimador da proporção.

O erro absoluto da amostragem foi fixado em 10%, enquanto que a variância da população em 1975 foi de 0,09 (parâmetro obtido com a proporção de cobertura florestal real).

Com estes elementos, portanto, o comprimento mínimo da amostra deveria ser de 900 unidades. Considerando-se que a área do município é de 77.855 ha e a largura é de 39.780 m, logo o número de transectos que deve apresentar este comprimento total é de:

$$\text{distância fixa} = \frac{77.855 \text{ ha}}{900 \times 60.000} = 1.441,759 \text{ m}$$

$$\text{número de transectos} = \frac{39.780 \text{ m}}{1.441,759 \text{ m}} = 27,59 \cong 28$$

A partir deste número, fixou-se em trinta o número de transectos para a amostra dos transectos, efetuando as alterações seguintes: distância fixa = 1.326 m, a qual, juntamente com a área do município, define o comprimento dos transectos em 587.141,80 m, o que equivale, na escala de 1:60.000, ao comprimento de 978,6 cm. Este comprimento foi o tamanho da amostra aplicada.

Procedendo-se a locação destes transectos sobre os mapas em escala de 1:60.000, a medida gráfica representativa do comprimento total dos transectos não correspondeu ao valor teoricamente definido, apresentando uma pequena diferença que foi devida provavelmente a: variações de escala nos mapas, indefinições e traçado incorreto dos limites do município e ao processo gráfico de obtenção das medidas.

Como foi exposto pela FAO²³, a estimativa da área florestal independe do comprimento total dos transectos, pois multiplicando-se a distância fixa entre os transectos pelo somatório dos comprimentos medidos sobre florestas tem-se a área florestal. Pelo fato da diferença constatada ter sido de inexpressiva magnitude, procedeu-se uma compensação nos comprimentos parciais dos transectos, de maneira que o comprimento representasse o valor fixado.

Em relação à amostragem independente de 1985, o procedimento adotado foi semelhante, fixando-se o erro absoluto de

amostragem em 10%. A estimativa da variância da população em 1985 foi feita a partir da estimativa da proporção obtida pela distribuição Beta, em relação à área de 74.815 ha.

A partir destes elementos foi definido que o espaço amostral mínimo era de 1.150,00 unidades.

O número de transectos foi igual a:

$$D.F. = \frac{74.815 \text{ ha}}{1.150,00 \times 101.543} = 640,68 \text{ m}$$

$$m = \frac{39.780}{640,68} = 62,09 = 62$$

Este número de transectos foi aproximado para 61, definindo uma distância fixa entre transectos de 652,13 m e o espaço amostral $n = 1.129,15$.

Com a aplicação do sistema, verificou-se que o comprimento total dos transectos foi de 1.129,15. Esta diferença em relação ao valor teórico obtido é explicada pelo alagamento de parte do município, impossibilitando traçar com precisão o limite. Assim sendo, o comprimento medido sobre o mapa é o espaço amostral e a área total do município ficou corrigida em função deste valor.

5.10. AMOSTRAGEM DE COBERTURA FLORESTAL EM 1956

5.10.1. Método dos Blocos/Pontos Aleatórios

Para 1956 utilizou-se o método de amostragem aleatória simples, sem se considerar o número de blocos, elegendo-se 3.778 pontos para constituir a amostra unicamente para a estimativa

da área florestal total, sem a avaliação das proporções dos cinco tipos florestais que a compõem.

De acordo com a Tabela 62, verificou-se que este método avaliou com precisão a cobertura florestal de 1956, uma vez que o erro de interpretação não excedeu a 10% da proporção real. A aplicação do teste Z forneceu um indicativo de que as proporções são estatisticamente iguais, sendo que as diferenças constatadas em área podem ser consideradas como devidas ao acaso.

TABELA 62. Estimativa de área, elementos da amostragem e teste Z, pelo método dos blocos/pontos aleatórios, em 1956.

Elementos da Amostragem	Indicadores
Número de pontos	3.778
Pontos sobre florestas	776
Proporção estimada (\hat{p})	0,2054
Proporção real (p)	0,1942
Área florestal estimada	15.991,00 ha
Área florestal real	15.121,80 ha
Erro de interpretação	+5,75%
Valor Z	-1,70 (NS)
Variância	0,16321060
Variância do estimador	0,000043200265
Erro padrão do estimador	0,0065726909
Erro padrão do estimador em área	511,717 ha
Erro absoluto	3,2%
Erro relativo de amostragem	6,27%

Igualmente, analisando-se através da variância do estimador, verificou-se que tanto o erro absoluto como o relativo são inferiores ao estabelecido. Outrossim, a definição do intervalo de confiança a 95% engloba a proporção real, comprovando a eficiência do método em questão.

5.10.2. *Método dos Pontos Sistemáticos*

A amostragem por grade de pontos aplicada em 1956 forneceu os resultados que estão dispostos na Tabela 63.

Esta amostragem possibilitou a avaliação quantitativa das superfícies ocupadas pelos cinco tipos florestais. A análise do erro de interpretação, que exprime em percentual a diferença entre a estimativa amostral e o valor real, indicou que, quanto ao total da cobertura, a estimativa se aproximou do valor real, uma vez que o erro se situou em um patamar de 5%, abaixo dos 10% pré-estabelecidos.

Quanto aos tipos florestais, os tipos 1, 3 e 4 também apresentaram valores inferiores a 10%, sendo que os tipos 2 e 5 foram quantificados com um erro superior a 10% por terem menor representatividade em termos de área e uma vez que a amostra foi dimensionada com o objetivo de quantificar a área total de florestas. É possível que as áreas dos tipos florestais que a compõem não sejam avaliadas com precisão, principalmente quando forem de pouca representatividade, como é o caso.

Entretanto, em termos do teste da hipótese, de que os percentuais obtidos pela amostragem são iguais ao da população, verificou-se que a hipótese (H_0) é significativa ao nível de 0,05 para os tipos florestais 2, 3, 4 e 5. Da mesma maneira,

TABELA 63. Resultados da amostragem pelo método dos pontos sistemáticos em 1956.

Tipo flo- restal	Nº de pontos	Área estimada (ha)	Proporção estimada	Área real (ha)	Proporção real	Z	Erro de inter- pretação
1	1.432	12.888,00	0,1655	12.257,9	0,1574	-2,07	+5,14
2	3	27,00	0,0003	22,9	0,0003	-	+17,90
3	139	1.251,00	0,01607	1.227,3	0,01576	-0,229	+1,93
4	97	873,00	0,01127	838,9	0,01077	0,449	+4,06
5	96	864,00	0,0111	774,7	0,0099	-1,149	+11,53
T	1.767	15.903,00	0,2043	15.121,8	0,1942	-2,379	+5,17

Elementos da análise estatística da amostragem - Cobertura Total:

Variância: 0,162560

Variância do estimador: 0,0000187931

Erro padrão do estimador: 0,0043350967

Erro padrão do estimador em área: 337,51 ha

Erro absoluto: 2,12%

a proporção do tipo florestal 1 e a proporção de cobertura florestal obtidas pelo processo amostral não diferem significativamente ao nível de 0,01 das proporções reais, sendo que H_0 é significativa para o tipo 1 a partir de 3,84%, enquanto que para a cobertura florestal total é a partir de 1,78%.

Quanto ao erro de amostragem (referente à avaliação da cobertura florestal total), verificou-se que o mesmo (4,15%) foi inferior ao erro de interpretação e isto é um indicativo do porque H_0 não foi aceita ao nível de 0,05, pois na definição do intervalo de confiança a 95% o valor real da cobertura florestal não é abrangido por este intervalo; entretanto, se for considerado um intervalo de confiança de 99%, observa-se que neste há abrangência do valor real e que a hipótese (H_0) é significativa ao nível de 0,01 e que a este nível, portanto, pode-se afirmar que as proporções são iguais.

Idêntico raciocínio pode ser empregado quanto aos tipos florestais. O tipo florestal 1, igualmente, pode ter sua estimativa considerada como igual à real se for tomado o nível de significância 0,01. O erro relativo ou de amostragem (4,13%), referente à obtenção do parâmetro deste tipo, também é inferior ao erro de interpretação, proporcionando que um intervalo de confiança para a estimativa, estabelecido com uma probabilidade de 95%, não englobe o valor real. Outrossim, em um intervalo de confiança a 99% encontra-se o valor real do tipo florestal 1.

Nos casos em que os erros de amostragem foram maiores que os erros de interpretação, o teste de hipótese aceitou H_0 no nível de 0,05 e, portanto, como se constatou, os valores encontram-se contidos nos intervalos de confiança, estabelecidos a 95%.

Na realidade, o que se pode constatar é que, mesmo com a densificação da amostra, existiu pela amostragem sistemática uma superestimativa e que o resultado, em que pese diferir do real em cerca de 5%, deveria, pelo expressivo tamanho da amostra, se aproximar mais do dado verdadeiro, o que não aconteceu, gerando assim que o erro de amostragem fosse inferior ao erro de interpretação.

Se essa mesma diferença fosse obtida, por exemplo, com amostragem de menor densidade, é óbvio que o nível de significância cresceria, sendo possível então a aceitação de H_0 ao nível de 0,05.

5.10.3. Método dos Pontos Aleatórios

Na Tabela 64 estão relacionados os principais resultados referentes à avaliação da proporção de cobertura florestal total e dos tipos florestais 1, 2, 3, 4 e 5 pelo método de amostragem denominado pontos aleatórios.

Pelo que se constatou, com a aplicação deste método as estimativas de áreas (ou proporções) não diferem significativamente dos dados reais a um nível de 0,05 e, portanto, aceitou-se sem restrições a hipótese H_0 .

Da mesma maneira em relação ao erro de interpretação, com exceção ao tipo 2, as diferenças constatadas entre as áreas reais e as áreas estimadas não ultrapassaram o índice de 10%, sendo que o erro de interpretação em relação ao total de cobertura florestal é inferior ao erro cometido através da avaliação com a grande de pontos.

TABELA 64. Resultados da amostragem pelo método dos pontos aleatórios em 1956.

Tipo flo- restal	Nº de pontos	Área estimada ha	Proporção estimada	Área real ha	Proporção real	Z	Erro de inter- pretação
1	765	12.027,28	0,1545	12.257,9	0,1574	0,565	-1,88
2	2	31,44	0,0004	22,9	0,0003	-0,351	+37,29
3	70	1.100,54	0,0141	1.227,3	0,0158	1,015	-10,33
4	54	848,98	0,0109	838,9	0,0108	-0,068	+1,20
5	50	786,10	0,1010	774,7	0,0099	-0,141	+1,46
T	941	14.794,34	0,1900	15.121,8	0,1943	0,771	-2,17

Elementos da análise estatística da amostragem - Cobertura Total:

Variância: 0,153912

Variância do estimador: 0,000031080856

Erro padrão do estimador: 0,0055750207

Erro padrão do estimador em área: 434,043 ha

Erro absoluto: 2,93%

Com relação ao alto valor do erro de interpretação, respectivo à estimativa de áreas de florestas artificiais, salientando-se pela pouca expressividade de ocorrência deste tipo em 1956, era previsível a obtenção de tais valores de erro. Porém, pela comparação entre as proporções, verificou-se que as mesmas são iguais e que esta diferença de 37% pode ser considerada como flutuações de amostragem em uma mesma população.

Esta avaliação da área florestal total proporcionou um erro de amostragem de 5,75%, que foi superior ao erro de interpretação; sendo assim, a área florestal total verdadeira da época é englobada pelo intervalo de confiança para a estimativa amostral, definido com um nível t de probabilidade de 95%.

Esta situação é também constatada em relação aos cinco tipos florestais, uma vez que em todos o erro de amostragem é superior ao erro de interpretação.

Com referência ao erro de amostragem, deve-se dizer ainda que o máximo estipulado foi da ordem de 10% para a estimativa da proporção total de cobertura florestal, sem se considerar as proporções individuais dos tipos florestais.

De acordo com os resultados obtidos com uma amostra aleatória de 4.952 pontos, pode-se afirmar que, na avaliação global da cobertura florestal em 1956, este método foi mais preciso e eficiente que os métodos dos blocos/pontos aleatórios e o da grade de amostragem.

5.10,4. Método dos Transectos

Os resultados referentes à amostragem com o método dos transectos estão dispostos na Tabela 65, cuja análise permitiu concluir ser este método altamente eficaz e operacional na obtenção dos dados florestais questionados, em relação ao ano de 1956.

Como foi referido, a avaliação da área do elemento amostrado pode ser feita tanto a partir da proporção dos comprimentos medidos sobre áreas florestais em relação ao comprimento total dos transectos, como também a partir do comprimento medido multiplicado pela distância fixa estabelecida.

A hipótese H_0 , de que não há diferença significativa entre a proporção estimada pela amostragem e a proporção obtida por um levantamento global, foi aceita em todos os casos em análise. Os valores da variável Z são baixos e compreendidos no intervalo de $-1,96$ a $+1,96$.

Em relação aos valores de Z , tem-se que se fazer a consideração de que, quanto menor o espaço amostral, o teste Z tende a aceitar como iguais proporções que tenham uma diferença cuja amplitude, em um espaço amostral maior, com certeza não seria aceita como igual.

É o caso presente dos transectos, cujo espaço amostral, em relação aos demais métodos empregados, é o de menor tamanho e o que, conseqüentemente, apresenta maior erro de amostragem (12,52% no presente levantamento) referente à avaliação da cobertura total.

Quanto ao erro de interpretação, entretanto, as diferenças constatadas (com exceção ao tipo 2), não são significativas

TABELA 65. Resultados da amostragem pelo método dos transectos em 1956.

Tipo flo- restal	Comprim. medido (m)	Área estimada ha	Proporção estimada	Área real ha	Proporção real	Z	Erro de inter- pretação %
1	159,9	12.721,64	0,1634	12.257,9	0,1574	-0,508	+3,78
2	0,2	15,91	0,0002	22,9	0,0003	0,221	-30,52
3	15,0	1.193,40	0,0153	1.227,3	0,01576	0,117	-2,76
4	10,55	838,39	0,0108	838,9	0,01077	0	0
5	10,30	819,47	0,0105	774,7	0,0099	-0,184	+5,78
T	195,95	15.588,78	0,2002	15.121,8	0,1942	-0,469	+3,09

Elementos da análise estatística da amostragem - Cobertura Total:

Variância: 0,160138

Variância do estimador: 0,0001636

Erro padrão do estimador: 0,012792166

Erro padrão do estimador em área: 995,93 ha

Erro absoluto: 6,39%

e inferiores ao índice de 10%. Portanto, com base nesta constatação e no fato de que foi cometido erro do tipo I quando da realização do teste de hipóteses, uma vez que as proporções reais se acham contidas no intervalo de confiança definido com o erro padrão do estimador a um nível t de probabilidade 95%, e mesmo porque o erro de amostragem é inferior a 15%, aceitou-se a presente amostragem como representativa.

5.11. AMOSTRAGEM E EVOLUÇÃO DA COBERTURA FLORESTAL EM 1965

5.11.1. *Método dos Blocos/Pontos Aleatórios*

5.11.1.1. *Amostragem de Repetição Total*

A amostragem de 3.778 pontos foi remedida em 1965, sendo que os indicadores desta amostragem de repetição total são mostrados na Tabela 66.

Com estes indicadores pode-se afirmar que a avaliação da cobertura florestal em 1965 pela repetição total da amostragem de 1956 foi eficiente, pois, em primeiro lugar, o teste Z indicou que as proporções são iguais a um nível de significância de 0,05; em segundo, o erro de interpretação é inexpressivo e inferior a 10% e da mesma forma o erro de amostragem, o que vem comprovar a eficiência e precisão do levantamento amostral.

A evolução da cobertura florestal no período 1956-1965 tem os seus indicadores dispostos na Tabela 67.

TABELA 66. Resultados da amostragem pelo método dos blocos/
/pontos aleatórios em 1965.

Elementos	Indicadores
Número de pontos	564
Área florestal estimada	11.622,46 ha
Área florestal real	11.765,90 ha
Proporção estimada	0,1493
Proporção real	0,1511
Erro de interpretação	1,22%
Valor de Z	0,311
Variância	0,121639772
Variância do estimador	0,00003219685
Erro padrão do estimador	0,0056742268
Erro padrão do estimador em área	441,77 ha
Erro absoluto	3,80%
Erro de amostragem	7,45%

TABELA 67. Evolução da cobertura florestal entre 1956-1965 pe-
lo método dos blocos/pontos aleatórios - A.R.T.

Elementos	Indicadores
Correlação (r)	0,7283
Covariância (S x y)	0,104583
Diferença amostral	4.368,544 ha
Diferença real	3.355,900 ha
Erro	30,17%
Variância da diferença	0,00002003292
Erro padrão da diferença	0,0044758151
Erro padrão da diferença em área	348,47 ha
Erro absoluto	7,98%

5.11.1.2. *Dupla Amostragem*

Com o coeficiente de correlação (0,7283), fornecido pela amostragem de repetição total, aplicado na fórmula indicada por WARE & CUNIA⁹⁴, foi obtido o número de unidades (m) emparelhadas para remediação no processo de dupla amostragem.

$$m = \frac{3.778}{(0,7283)^2} \cdot \sqrt{(1 - 0,7283^2)} \cdot (1 - \sqrt{(1 - 0,7283)^2}) =$$

$$= 1.536,16$$

Assim, dos blocos que constituíram a primeira amostragem selecionou-se ao acaso 16, cujo número de pontos contidos atendeu a condição mínima estabelecida.

A Tabela 68 apresenta os blocos selecionados e as anotações respectivas à realização do processo amostral.

Os resultados obtidos com este processo de amostragem foram os seguintes:

a) Primeira ocasião (1956)

- Proporção de cobertura florestal:

$$P_1 = 776/3.778 = 0,2054$$

- Estimativa da área florestal:

$$AF_1 = 0,2054 \times 77.855 \text{ ha} = 15.991,39 \text{ ha}$$

- Variância da primeira ocasião:

$$S^2 = 0,2054 \times 0,7946 = 0,1632108$$

- Variância do estimador (P_1):

$$V(P_1) = 0,1632108/3.778 = 0,000432002787$$

TABELA 68. Amostragem dupla - 1956-1965 - Blocos/pontos aleatórios.

Bloco nº	Número de pontos/blocos	Pontos sobre floresta		
		1956	1965	Comuns
1	53	5	3	3
3	112	26	18	16
7	171	30	23	21
8	171	44	24	20
10	25	7	5	5
12	102	9	5	5
16	171	49	43	38
18	57	10	10	10
22	171	34	28	24
23	171	48	38	36
24	46	12	8	8
26	102	18	14	11
28	171	37	28	25
29	65	9	9	7
34	138	47	28	25
35	37	7	6	6
m = 1.763		Xm = 392	Ym = 290	Am = 260
		Pm1 = 0,2223482	Pm2 = 0,1644923	Pm1,m2 = 0,1474758

- Erro padrão do estimador:

$$S_{(p1)} = \sqrt{0,000432002787} = 0,0065726$$

- Erro padrão do estimador em área:

$$E = 0,0065226 \times 77.855 \text{ ha} = 511,72 \text{ ha}$$

b) Segunda ocasião (1965)

- Coeficiente de correlação:

$$r = 0,7194144436$$

- Covariância entre Pm_1 , Pm_2 :

$$COV(Pm_1, Pm_2) = 0,00006290488$$

- Coeficiente:

$$B = 0,6413836460$$

- Proporção de cobertura florestal na segunda ocasião:

$$P_2 = 0,1644923 - 0,641383646 \cdot (0,2223482 - 0,2054) = 0,1536621779$$

- Estimativa da área florestal:

$$AF_2 = 0,153621779 \times 77.855 \text{ ha} = 11.960,22 \text{ ha}$$

- Variância do estimador da dupla amostragem:

$$V_{(p2)} = 0,00005643109$$

- Erro padrão do estimador:

$$S_{(p2)} = 0,00752124075$$

- Erro padrão do estimador em área:

$$Ea = 0,0075124075 \times 77.855 \text{ ha} = 584,88 \text{ ha}$$

- Erro absoluto:

$$E\% = 584,88 / 11.960,22 \times 100 = 4,89\%$$

c) Diferença entre a primeira e a segunda ocasião

- Diferença em proporções:

$$D_p = 0,0517779$$

- Diferença em área:

$$D_a = 0,0517779 \times 77.855 \text{ ha} = 4.031,17 \text{ ha}$$

- Variância do estimador da diferença:

$$V(d_p) = 0,000043494734$$

- Erro padrão do estimador da diferença:

$$S_{dp} = 0,0065950573$$

- Erro padrão do estimador da diferença em área:

$$E_{da} = 0,0065950573 \times 77.855 \text{ ha} = 513,46 \text{ ha}$$

- Erro absoluto:

$$Ed\% = 513,46/4.031,17 \times 100 = 12,74\%$$

A partir das estimativas de área de cobertura florestal em 1956 e da diferença entre 1956/1965, pelo método da dupla amostragem, fez-se a comparação com os valores reais, através do erro de interpretação.

$$E.I.\% = (11.960,02 - 11.765,09)/11.765,09 \times 100 = 1,65$$

Com este valor de erro, pode-se dizer que o processo da dupla amostragem empregado com o método dos blocos/pontos aleatórios realizou com precisão a estimativa da cobertura florestal em 1965, uma vez que o erro não excedeu o limite fixado em 10%, enquanto que para a estimativa da diferença entre as duas ocasiões o erro cometido foi de:

$$\text{E.I.d.\%} = (4.031,17 - 3.355,9)/3.355,9 \times 100 = 20,12\%$$

Pelo resultado acima verificou-se que o método dos blocos/pontos aleatórios, em processo de dupla amostragem, efetuou com superestimação a avaliação da diferença da cobertura florestal entre 1956 e 1965.

5.11.1.3. Amostragem de Repetição Parcial

Com o espaço amostral referido, as unidades amostrais emparelhadas para remedição na segunda ocasião, já dimensionado com a aplicação do processo de dupla amostragem, foi definido unicamente o tamanho do espaço amostral das unidades não pareadas da segunda ocasião.

Como se havia estabelecido preliminarmente que a amostragem de segunda ocasião por este processo seria da ordem de 70% da amostragem de primeira ocasião, fez-se o sorteio aleatório de 10 blocos que, somados aos da amostragem dupla, satisfizeram a condição pré-estabelecida.

Assim, a Tabela 69 apresenta os blocos, com os respectivos números de pontos, e o número de pontos contados sobre áreas florestais. Cabe salientar que os blocos pertencem ao mesmo universo de 36 anteriormente definidos; entretanto, o número de pontos locados no interior de cada bloco, nesta segunda ocasião, não coincidiu com os pontos anteriormente locados quando da realização da amostragem de primeira ocasião.

Como os resultados referentes à primeira ocasião são conhecidos, bem como os fornecidos pela remedição das parcelas emparelhadas, serão expostos unicamente os resultados que dizem

TABELA 69. Blocos amostrados na segunda ocasião - repetição parcial.

Bloco nº	Número de pontos	Número de pontos sobre floresta
1	37	5
6	63	21
10	24	5
12	84	4
13	124	9
16	146	35
21	146	27
24	47	4
27	139	24
29	53	11
N = 863		y ₂ = 145
		P(n ₂) = 0,1680185

respeito unicamente ao processo de repetição parcial, na obtenção da proporção de segunda ocasião, sua variância e a estimativa da diferença.

Estes resultados são os seguintes:

a) Segunda ocasião

- Estimativa da proporção:

$$P_2 = A.p_{n1} - A.p_{m1} + Cp_{m2} + (1 - C).p_{n2}$$

onde:

$$p_{n1} = 0,19057672$$

$$p_{m1} = 0,22234827$$

$$p_{m2} = 0,164492343$$

$$p_{n2} = 0,16801854$$

A e C foram calculados pelas fórmulas expostas por HAZARD³³ e descritas no item 4.8.3.4. Então:

$$C = 0,7455047940$$

$$A = 0,2685450910$$

Assim:

$$p_2 = 0,2685450910 + 0,19057672 - 0,268545091 \times \\ 0,22234827 + 0,7455047940 \times 0,16449234 + \\ (1 - 0,7455047940) \times 0,16801854$$

$$p_2 = 0,156856038$$

- Estimativa da área florestal:

$$Af = 0,156856038 \times 77.855 \text{ ha} = 12.212,03 \text{ ha}$$

- Variância do estimador de amostragem de repetição parcial:

$$V(p_2) = 0,000041223$$

- Erro padrão do estimador de amostragem de repetição parcial:

$$S(p_2) = \sqrt{0,000041223} = 0,006420514$$

- Erro padrão do estimador em área:

$$Ea = 0,006420514 \times 77.855 \text{ ha} = 499,87 \text{ ha}$$

- Erro absoluto:

$$E\% = 499,87/12.217,03 \times 100 = 4,09\%$$

b) Diferença entre a primeira e a segunda ocasião

- Diferença em proporções:

$$Dp = 0,0485436$$

- Diferença em área:

$$Da = 15.991.3923 - 12.212,03 = 3.779,365 \text{ ha}$$

- Variância do estimador da diferença:

Com a fórmula específica, foi calculado este parâmetro.

Assim:

$$V(dp) = 0,000039601661$$

- Erro padrão do estimador da diferença:

$$s(dp) = \sqrt{0,000039601661} = 0,006292983$$

- Erro padrão do estimador da diferença em área:

$$Ea = 0,006292985 \cdot 77.855 \text{ ha} = 489,94 \text{ ha}$$

- Erro absoluto:

$$Ed\% = 489,94/3.779,365 \times 100 = 12,96\%$$

Comparando a amostragem de repetição parcial com a dupla amostragem, verificou-se que os erros padrões das estimativas, tanto de proporção como da diferença, são menores no processo de repetição parcial. No caso das estimativas de proporções, os erros obtidos em ambos os casos são inferiores a 5%, o que indica a eficiência dos processos.

Quanto ao erro de interpretação na obtenção da área florestal da segunda ocasião pelo processo de repetição parcial, o resultado foi o seguinte:

$$E.I.\% = (12.212,03 - 11.765,09)/11.765,09 \times 100 = 3,80\%$$

Em relação a este erro, o processo de dupla amostragem forneceu uma proporção que se aproximou mais da real; entretanto, o erro quantificado no presente processo é inferior ao

limite fixado em 10%, o que indica, igualmente, a precisão do processo empregado na quantificação de áreas com o método dos blocos/pontos aleatórios.

Quanto à estimativa da diferença entre a primeira e a segunda ocasião, o processo da amostragem de repetição parcial foi o que forneceu uma estimativa que mais se aproximou do valor real, em comparação com a estimativa da dupla amostragem. Pois:

$$\text{E.I.d.\%} = (3.779,36 \text{ ha} - 3.355,9) / 3.355,9 \times 100 = 12,62\%$$

5.11.2. *Método dos Pontos Sistemáticos - Amostragem de Repetição Total*

A remedição, em 1965, de todos os pontos da grade de amostragem sistemática dimensionada em 1956 forneceu indicativos acerca da cobertura florestal total e dos tipos florestais com precisão e eficiência superiores às apresentadas no levantamento anterior, como atestam os resultados dispostos na Tabela 70.

Analisando a Tabela 70, verificou-se que, pela aplicação do teste Z, prevaleceu em todos os casos a hipótese H_0 , de que não havia diferença significativa a 5% entre as proporções estimadas pela amostragem e as proporções reais dos tipos florestais e que, portanto, por este aspecto, os resultados amostrais podem ser considerados iguais à real cobertura existente no município de Ibirubá em 1965.

Igualmente, a análise do erro de interpretação mostrou o quanto foi precisa a avaliação das áreas dos tipos florestais, pois os valores obtidos, com exceção do tipo 2, foram inferiores ao limite pré-fixado de tolerância.

TABELA 70. Resultados da amostragem pelo método dos pontos sistemáticos em 1965.

Tipo flo- restal	Nº de pontos	Área estimada	Proporção estimada	Área real	Proporção real	Z	Erro de inter- pretação
1	1.158	10.422,00	0,1339	10.017,9	0,1287	-1,42	+4,03
2	5	45,00	0,0006	32,9	0,00042	-0,684	+36,78
3	70	630,00	0,0081	658,3	0,00846	0,3736	-4,30
4	57	513,00	0,0066	477,3	0,00613	-0,539	+7,48
5	69	621,00	0,0080	579,4	0,00744	-0,585	+7,18
T	1.359	12.231,00	0,1571	11.765,9	0,1511	-1,54	+3,95

Elementos da análise estatística da amostragem de repetição total - Cobertura Total:

Variância: 0,1342

Variância do estimador: 0,000015309042

Erro padrão do estimador: 0,003912677

Erro padrão do estimador em área: 304,62 ha

Erro absoluto: 2,5%

De maneira análoga ao levantamento da primeira ocasião, este levantamento amostral também proporcionou uma superestimativa da área florestal total da ordem de 4%. Com exceção do tipo 3, para todos os demais tipos florestais houve superestimativa de área pela amostragem.

A eficiência da amostragem, no que diz respeito à avaliação da cobertura florestal total, é comprovada pelo erro de amostragem cometido, que é de baixa magnitude e inferior àquela empregado para dimensionar a amostra, quando da sua aplicação na primeira ocasião.

Em relação à evolução da cobertura florestal entre 1956-1965, estimada pelo método dos pontos sistemáticos em um processo de repetição total, a Tabela 71 mostra a quantificação das diferenças estimadas pelas amostragens e sua comparação aos valores reais de diferença. Estes resultados são referentes à evolução dos tipos florestais e do total de cobertura florestal.

TABELA 71. Evolução da cobertura florestal entre 1956-1965 - método dos pontos sistemáticos, amostragem de repetição total.

Tipo florestal	Diferença (em ha)		Erro (%)
	Amostral	Real	
1	-2.466,00	-2.240,00	10,09
2	18,00	10,00	80,00
3	-621,00	-569,00	9,13
4	-360,00	-361,00	0,00
5	-243,00	-195,30	24,61
Total	-3.672,00	-3.355,90	9,42

De um modo geral, este processo de amostragem permitiu que se obtivesse, com precisão, as diferenças de áreas florestais, quantificando, assim, por tipo florestal, a intensidade do desmatamento no período considerado. O resultado mais importante, que é o referente ao erro de interpretação relativo à diferença percentual entre o valor amostral e o valor real do desmatamento da cobertura florestal total, situou-se em um índice de aceitabilidade, uma vez que não ultrapassa o erro de interpretação tomado como referência.

Com respeito à análise estatística da diferença obtida pela amostragem de primeira ocasião e de segunda ocasião, referente à cobertura florestal total, os resultados são os seguintes:

- Coeficiente de correlação:

$$r = 0,64$$

- Covariância:

$$Sy.x = 0,093339494$$

- Variância da diferença:

$$V(dp) = 0,000012507528$$

- Erro padrão da diferença:

$$S(dp) = \sqrt{0,000011507528} = 0,0035365984$$

- Erro padrão da diferença em área:

$$Ea = 0,0035365984 \times 77.855 \text{ ha} = 275,34 \text{ ha}$$

- Erro absoluto:

$$E\% = 275,34/3.672 \times 100 = 7,5\%.$$

5.11.3. Método dos Pontos Aleatórios - Amostragem de Repetição Total

Na Tabela 72 estão relacionados os resultados da amostragem de repetição total do método de pontos aleatórios sobre o mapa florestal de Ibirubá do ano de 1965. Estes resultados referem-se aos cinco tipos florestais e ao total de cobertura florestal.

De acordo com o teste de hipóteses, os valores da variável aleatória Z calculados permitiram afirmar que, a um nível de significância de 0,05, não existiu diferença entre os dados amostrais e os dados reais.

No caso do erro de interpretação houve uma superestimativa de cerca de 90% na avaliação da área ocupada por reflorestamentos e, pelo que se constatou, o teste de hipótese considerou como iguais as proporções. Isto se deve ao fato, já comentado anteriormente, da pouca representatividade da proporção deste tipo florestal e também que o espaço amostral aplicado foi dimensionado a partir de uma estimativa de proporção considerando a cobertura florestal total e esta apresentou um erro de interpretação positivo de 2,98%, inferior, pois, ao limite fixado.

Os tipos florestais 3 e 4 também apresentaram índices de erro superior a 10% e a explicação de que estatisticamente são considerados iguais aos dados reais, a um nível de 0,05, reside nos fatos acima explanados.

Em função dos testes de hipótese realizados, tanto com as proporções obtidas com este método como com as obtidas pelos outros métodos, pode-se afirmar que elementos de pouca

TABELA 72. Resultados da amostragem pelo método dos pontos aleatórios em 1965.

Tipo flo- restal	Nº de pontos	Área estimada	Proporção estimada	Área real	Proporção real	Z	Erro de inter- pretação
1	641	10.077,76	0,1294	10.017,9	0,1287	-0,1497	+0,60
2	4	62,89	0,0008	32,9	0,0004	-1,41	+91,16
3	50	786,10	0,0101	658,3	0,0085	-1,126	+19,41
4	38	597,43	0,0077	477,3	0,0061	-1,288	+25,14
5	37	581,71	0,0075	579,4	0,0074	-0,082	+0,40
T	770	12.105,89	0,1555	11.765,9	0,1511	-0,8544	-12,89

Elementos da análise estatística da amostragem de repetição total - Cobertura Total:

Variância: 0,13131975

Variância do estimador: 0,0000265185

Erro padrão do estimador: 0,0051496143

Erro padrão do estimador em área: 400,92 ha

Erro absoluto: 3,31%

representatividade em proporção, sendo amostrados por uma amostra de espaço sabidamente pequeno, serão, em uma análise de significância, considerados como iguais aos valores reais, em que pese se constatar, como se constatou, diferenças percentuais em termos de área muito grandes, quando comparadas com as suas áreas reais.

Em resumo, quando se tem estas condições aumenta significativamente a probabilidade de se cometer um erro do tipo II quando da realização do teste de hipótese, que, em síntese, consiste em se aceitar a hipótese H_0 quando na realidade dever-se-ia tê-la rejeitado. Por estes fatores é que se considerou como elemento de aferição da precisão e eficiência das amostragens os resultados que dizem respeito à avaliação da cobertura florestal total, sendo que os resultados referentes à individualização por tipo não têm qualquer influência na decisão de considerar a amostragem eficiente ou não.

Neste sentido, o erro de amostragem referente ao levantamento da cobertura total foi de 6,49%, situando-se dentro do limite de aceitação como positiva a eficiência da amostragem aplicada, porque com este erro cometido pode-se afirmar que, a um nível t de probabilidade a 95%, o valor real do elemento amostrado se encontra dentro de um intervalo de confiança definido com este erro de amostragem. Pelo índice de erro de interpretação cometido e pela aceitação de H_0 a 0,05, este fato foi comprovado no caso presente com a proporção da área florestal total, estimada pelo método dos pontos aleatórios em amostragem de repetição total.

Quanto à evolução da cobertura florestal entre 1956 e 1965, quantificada pelo processo de repetição total do método

dos pontos aleatórios, os resultados estão dispostos na Tabela 73, que apresenta, ainda, a comparação com os dados reais da evolução, considerando a cobertura florestal total, e os tipos florestais individualizados.

TABELA 73. Evolução da cobertura florestal entre 1956-1965 - método dos pontos aleatórios, amostragem de repetição total.

Tipo florestal	Diferença (em ha)		Erro (%)
	Amostral	Real	
1	1.949,52	2.240,00	12,97
2	31,45	10,00	214,50
3	314,44	569,00	44,74
4	251,55	360,00	30,13
5	204,39	243,00	15,89
Total	2.688,45	3.355,90	19,89

Considerando unicamente a diferença quanto à cobertura florestal existente na primeira ocasião e a existente na segunda ocasião, verificou-se, de acordo com a Tabela 73, que esta amostragem por pontos aleatórios subestimou a diferença em cerca de 20%.

O processo de repetição total permitiu a obtenção, ainda, dos seguintes elementos:

- Coeficiente de correlação:

$$r = 0,7154478$$

- Covariância:

$$S_{y.x} = 0,1017119$$

- Variância de diferença:

$$V(dp) = 0,00001651775$$

- Erro padrão da diferença:

$$S(dp) = \sqrt{0,00001651775} = 0,0040642035$$

- Erro padrão da diferença em área:

$$Ea = 0,00406420035 \times 77.855 \text{ ha} = 316,42 \text{ ha}$$

- Erro absoluto:

$$E\% = 316,42 / 2.688,45 \times 100 = 11,77\%$$

Estes resultados são referentes unicamente à diferença entre a estimativa da área florestal total da primeira ocasião e a estimativa da área florestal total da segunda ocasião, pelo método dos pontos aleatórios.

5.11.4. Método dos Transectos

5.11.4.1. Amostragem de Repetição Total

Na Tabela 74 estão dispostos os resultados, referentes à amostragem por repetição total, da cobertura florestal de Ibirubá e seus componentes, através da aplicação do método denominado transectos.

Constam na Tabela 74 resultados que indicam o quanto de área era ocupada por cada tipo na época, bem como a análise de precisão e eficiência da amostragem.

TABELA 74. Resultados da amostragem pelo método dos transectos em 1965.

Tipo flo- restal	Comprim. medido (m)	Área estimada	Proporção estimada	Área real	Proporção real	Z	Erro de inter- pretação
1	131,50	10.462,14	0,11344	10.017,9	0,1287	-0,523	+4,43
2	0,45	35,80	0,00046	32,9	0,00042	-0,058	+8,82
3	7,50	596,70	0,00766	658,3	0,00846	0,287	-9,36
4	6,80	541,01	0,00695	477,3	0,00613	-0,309	+13,35
5	7,35	584,77	0,00751	579,4	0,00744	-0,025	+0,93
T	153,60	12.220,42	0,15696	11.765,9	0,1511	-0,504	+3,80

Elementos da análise estatística da amostragem de repetição total - Cobertura Total:

Variância: 0,132351

Variância do estimador: 0,00013524527

Erro padrão do estimador: 0,0116295

Erro padrão do estimador em área: 905,41 ha

Erro absoluto: 7,41%

É desnecessário comentar os resultados em si sô, pois os objetivos foram os de precisão e a eficiência deste método, do qual, como já foi comentado, poucas informações são disponíveis na literatura especializada. Neste sentido, os resultados podem ser considerados como animadores uma vez que, repetindo a precisão constatada no levantamento anterior, também se constatou no presente levantamento que o método é eficiente, fornecendo estimativas que podem ser utilizadas como representativas da situação real.

Mesmo que o objetivo fosse unicamente verificar a eficiência na estimativa da cobertura florestal total, as análises efetuadas, como o teste de hipóteses e o erro de interpretação, forneceram resultados que comprovaram a eficiência do método, sendo que unicamente deve ser feita a ressalva de que o tamanho da amostra foi inferior ao mínimo desejável, uma vez que o erro de amostragem se situou em um patamar superior a 10%; mesmo assim, dentro de um certo limite de aceitabilidade se considerarmos um erro de amostragem de 15%. Este aspecto será comentado posteriormente.

Quanto à realização do teste de hipótese, os valores de Z fornecidos para todos os tipos florestais e o total de cobertura indicaram que as proporções estimadas pela amostragem são iguais às proporções reais de cobertura, considerando um nível de significância a 0,05. Neste caso, como a amostra é pequena, a tendência em se cometer um erro do tipo II é maior. Entretanto, pela análise do erro de interpretação observa-se que o maior erro cometido foi relativo ao tipo florestal 3, que situou-se em um índice superior a 10%, mas inferior a 15%, que seria então uma margem máxima de tolerância; inclusive o tipo

florestal 2 teve a sua estimativa realizada com um erro inferior ao limite, fato este não constatado em nenhum levantamento anteriormente efetuado.

Em relação ao erro cometido na avaliação do total da cobertura florestal, verificou-se que pouca diferença apresentou em relação ao erro de interpretação cometido no levantamento da cobertura florestal em 1956. O mesmo pode-se dizer quanto ao erro de amostragem, que praticamente manteve-se no mesmo patamar do apresentado anteriormente; entretanto, como foi comentado, este erro foi superior a 10%, em razão da amostra não ter sido corretamente dimensionada, mas como pelas outras análises efetuadas os resultados permitiram afiançar a operacionalidade do método, não houve um redimensionamento da amostragem e sim um aumento da margem de tolerância para o intervalo de confiança da ordem de 10% para 15%. Assim analisados, os aspectos referentes à obtenção de parâmetros de cobertura florestal pelo método em questão, e comprovada a sua precisão, foi igualmente estudado o seu desempenho na estimativa de diferença entre uma ocasião e outra; neste sentido, no processo de repetição total empregado, as estimativas de diferenças foram as apresentadas na Tabela 75.

Segundo o exposto na Tabela 75, a diferença observada entre o valor estimado pelas duas amostragens e o valor real da diferença da cobertura florestal entre 1956 e 1965 é praticamente inexistente, o que vem a comprovar, também na estimativa da diferença, a eficiência do método em teste. No aspecto estatístico pelo processo de repetição total, os indicadores quanto a diferença estimada entre a primeira e a segunda ocasião são os seguintes:

TABELA 75. Evolução da cobertura florestal entre 1956-1965 - método dos transectos, amostragem de repetição total.

Tipo florestal	Diferença (em ha)		Erro (%)
	Amostragem	Real	
1	2.259,50	2.240,00	0,87
2	19,89	10,00	98,90
3	596,70	569,00	4,87
4	297,38	361,60	17,76
5	234,70	195,30	20,17
Total	3.368,36	3.355,90	0,37

- Coeficiente de correlação:

$$r = 0,857$$

- Covariância:

$$S_{y.x} = 0,12553246$$

- Variância da diferença:

$$V(dp) = 0,000042334465$$

- Erro padrão da diferença:

$$S(dp) = \sqrt{0,000042334465} = 0,0065064941$$

- Erro padrão da diferença em área:

$$Ea = 0,0065064941 \times 77.855 \text{ ha} = 506,56 \text{ ha}$$

- Erro absoluto:

$$E\% = 506,56/3.368,36 \times 100 = 15,04\%$$

5.11.4.2. Dupla Amostragem

O tamanho mínimo das unidades emparelhadas da segunda ocasião para aplicação do método dos transectos, em processo de dupla amostragem, foi definido através da fórmula específica, empregando o coeficiente de correlação ($r = 0,857$) obtido na remedição de todos os transectos na segunda ocasião pelo processo de repetição total. Então:

$$m = \frac{978,6}{(0,857^2)} \cdot \sqrt{(1 - 0,857^2)} \cdot (1 - \sqrt{(1 - 0,857^2)}) = 322,79$$

Assim, de acordo com o coeficiente de correlação encontrado entre a primeira e a segunda ocasião, este deveria ser o número de unidades a serem remedidas na segunda ocasião através do processo de dupla amostragem.

De maneira a satisfazer esta condição, foram sorteados aleatoriamente 12 transectos do conjunto de 30, cujo comprimento destes 12 transectos foi superior ao mínimo estabelecido. Os transectos (total e os remedidos encontram-se no Apêndice I) foram os seguintes: 01, 03, 06, 10, 14, 17, 22, 24, 27, 28, 29 e 30 e o comprimento total deles, que, portanto, passou a ser o espaço amostral comum da segunda ocasião, foi o seguinte: $m = 400,90$ m.

As medições efetuadas sobre estes 12 transectos na primeira ocasião permitiram obter os seguintes elementos:

- proporção de cobertura florestal: $Pm_1 = 0,2031678$;
- variância: $S^2 = 0,1618906$;
- variância do estimador (m unidades emparelhadas): $V(Pm_1) = 0,00040381799$.

Na remediação efetuada em 1965 sobre estes 12 transectos os resultados foram os seguintes:

- proporção de cobertura florestal: $Pm_2 = 0,1542778$;
- variância: $S^2y = 0,1304761$;
- variância do estimador: $V(Pm_2) = 0,0003255458$;
- covariância: $Sy.x = 0,1229335$;
- coeficiente de correlação: $r = 0,84585$;
- coeficiente $B = 0,75936157$.

Com estes resultados advindos da remediação de 400,9 cm de transectos que constituíram a amostragem de primeira ocasião e com os próprios estimadores da cobertura florestal total obtidos na primeira amostragem, fez-se a estimativa da cobertura florestal total da segunda ocasião (1965) pelo processo da dupla amostragem. Assim:

a) Segunda ocasião

- Proporção da cobertura florestal na segunda ocasião:

$$P_2 = Pm_2 + B \cdot (P_1 - P_{m1})$$

$$P_2 = 0,1542778 + 0,75936157 \cdot (0,20023 - 0,2031678)$$

$$P_2 = 0,152050787$$

- Estimativa da área florestal:

$$AF_2 = 0,152050787 \times 77.855 \text{ ha} = 11.837,914 \text{ ha}$$

- Variância do estimador da dupla amostragem:

$$V(P_2) = (1 - r^2) \cdot S^2y/m + r^2 \cdot S^2y/t_1$$

$$V(P_2) = (1 - 0,84585^2) \cdot 0,1304761/400,9 + 0,84585^2 \cdot 0,1304761/978,6$$

$$V(P_2) = 0,00018799$$

- Erro padrão do estimador:

$$s(P_2) = \sqrt{0,00018799} = 0,0137109$$

- Erro padrão do estimador em área:

$$Ea = 0,0137109 \times 77.855 \text{ ha} = 1.067,49 \text{ ha}$$

- Erro padrão em percentual:

$$E\% = 1.067,49/11.837,914 = 9,02\%$$

b) Diferença entre a primeira e a segunda ocasião

- Diferença em proporção:

$$Dp = 0,04818424$$

- Diferença em área:

$$Da = 15.589,29 - 11.837,914 = 3.751,38 \text{ ha}$$

- Variância do estimador da diferença:

$$v(dp) = 0,0001021844$$

- Erro padrão do estimador da diferença:

$$s(dp) = 0,01010863$$

- Erro padrão do estimador da diferença em área:

$$Ea = 0,01010863 \times 77.855 \text{ ha} = 787,01 \text{ ha}$$

- Erro absoluto:

$$Ed\% = 787,01/3.751,38 \times 100 = 29,98\%$$

Com a estimativa da área florestal total de 1965, fez-se a comparação com o valor real, através do erro de interpretação:

$$E.I.\% = (11.837,91 - 11.765,90)/11.765,90 \times 100 = 0,61\%.$$

Analisando sob o enfoque do erro de interpretação, verificou-se que a estimativa pela dupla amostragem foi de maior precisão do que a estimativa fornecida pelo processo de repetição total, o que vem, mais uma vez, comprovar a eficiência do método dos transectos.

No aspecto relativo ao erro cometido na estimativa amostral da diferença da cobertura florestal entre as duas ocasiões, a diferença registrada pela dupla amostragem foi maior que a registrada pela repetição total. Pois:

$$E.I.\% = (3.751,38 - 3.355,90) / 3.355,90 \times 100 = 11,78.$$

5.11.4.3. Amostragem de Repetição Parcial

Adotando as unidades emparelhadas que constituíram a amostragem dupla como parte da amostragem de repetição parcial, foi estabelecido um número de 8 transectos como sendo as unidades não emparelhadas de segunda ocasião. Como o tamanho da amostra é o comprimento total dos transectos, a soma das unidades emparelhadas mais as não emparelhadas totalizaram aproximadamente 70% do comprimento total dos transectos que constituíram a amostragem de primeira ocasião. A Tabela 76 apresenta os novos transectos escolhidos para fazerem parte da amostra de segunda ocasião.

Com estas medidas foi possível calcular os índices de proporção e variância do estimador da segunda ocasião considerando unicamente o tamanho da amostra independente (n_2). Assim:

$$Pn_2 = 0,1607415$$

$$S^2y_2 = 0,1349036$$

TABELA 76. Transectos independentes da segunda ocasião.

Transecto nº	Comprimento (cm)	Medida sobre áreas florestais (cm)
1	3,2	0,00
2	6,9	1,50
3	12,2	3,25
4	19,7	2,85
5	44,4	5,15
6	43,5	9,75
7	75,0	9,55
8	56,7	10,00
$n_2 = 261,6$		$y_2 = 42,05$

$$V(p_{n2}) = 0,0005156$$

$$S(p_{n2}) = 0,0227$$

Desta maneira, com os dados das unidades emparelhadas (m) e das unidades não emparelhadas da primeira ocasião (n1), que são os seguintes:

$$P_{n1} = 0,198199758$$

$$P_{m1} = 0,203167872$$

$$P_{m2} = 0,154277875$$

$$V(P_{n1}) = 0,00027509$$

$$V(P_{m1}) = 0,000403818$$

$$V(P_{m2}) = 0,00032546$$

$$COV(P_{m1}, P_{m2}) = 0,00030664396$$

Estes resultados, mais os da amostragem independente de segunda ocasião, permitiram conhecer a proporção da cobertura florestal de 1965 através deste processo denominado de repetição parcial, bem como a definição da variância da diferença entre as duas ocasiões. Então:

a) Segunda ocasião

- Estimativa da proporção:

$$P_2 = A \cdot P_{n1} - A \cdot P_{n1} + C \cdot P_{m2} + (1 - C) \cdot P_{n2}$$

onde as estimativas de proporções são conhecidas, sendo que os coeficientes A e C foram estimados a partir das variâncias dos estimadores de proporção, segundo as fórmulas específicas. Assim:

$$A = 0,331496468$$

$$C = 0,733926043$$

Portanto:

$$\begin{aligned} P_2 &= 0,331496468 \cdot 0,1981997 - 0,331496468 \cdot 0,1203167872 \\ &\quad + 0,733926043 \cdot 0,1542778 + (1 - 0,733926043) \cdot \\ &\quad 0,1607415 \end{aligned}$$

$$P_2 = 0,154350789$$

- Estimativa da área florestal:

$$AF_2 = 0,1543174 \times 77.855 \text{ ha} = 12.016,98 \text{ ha}$$

- Variância do estimador de amostragem de repetição parcial:

$$V(P_2) = 0,00013721$$

- Erro padrão do estimador de repetição parcial:

$$S(P_2) = \sqrt{0,00013721} = 0,0117136$$

- Erro padrão do estimador em área:

$$Ea = 0,0117136 \times 77.855 \text{ ha} = 911,97 \text{ ha}$$

- Erro absoluto:

$$E\% = 911,97/12.016,98 \text{ ha} \times 100 = 7,59\%$$

b) Diferença entre a primeira e a segunda ocasião

- Diferença em proporção:

$$Dp = 0,0458842$$

- Diferença em área:

$$Da = 0,0458842 \times 77.855 \text{ ha} = 3.572,325 \text{ ha}$$

- Variância do estimador da diferença:

$$V(dp) = 0,000064835$$

Este valor foi calculado através da fórmula específica apresentada por HAZARD³³.

- Erro padrão da diferença:

$$S(dp) = \sqrt{0,0000964835} = 0,0098226$$

- Erro padrão da diferença em área:

$$Eda = 0,0098226 \times 77.855 \text{ ha} = 764,7387 \text{ ha}$$

- Erro absoluto:

$$Ed\% = 764,74/3.572,325 \times 100 = 21,41\%.$$

Comparando a estimativa amostral com a cobertura florestal real, através do erro de interpretação, verificou-se que o mesmo situou-se em um patamar inferior a 10%, o que nos permite dizer que a amostragem pelos transectos em repetição parcial estimou com precisão a área florestal de Ibirubá em 1965.

Este erro de interpretação, inclusive, é inferior ao obtido com a amostragem de repetição total dos transectos.

O erro de interpretação cometido foi de 2,13%, no que se referiu à estimativa da área florestal; quanto ao erro cometido na estimativa da diferença entre a primeira e a segunda ocasião, o mesmo foi o seguinte:

$$E.Id.\% = (3.572,32 - 3.355,9)/3.355,9 \times 100 = 6,45\%$$

No caso da amostragem com repetição parcial, o erro de interpretação, quanto à estimativa da diferença, foi menor do que aquele constatado na dupla amostragem e superior ao registrado na amostragem de repetição total.

5.12. AMOSTRAGEM DA COBERTURA FLORESTAL EM 1975

5.12.1. *Método dos Blocos/Pontos Aleatórios*

5.12.1.1. *Amostragem de Repetição Total*

A remediação de todos os pontos que constituíram a amostragem de blocos/pontos aleatórios proporcionou que se obtivesse a cobertura florestal total no ano de 1975. Os elementos e resultados desta amostragem estão dispostos na Tabela 77.

Pela análise da Tabela 77 constatou-se que a estimativa da área florestal em 1975, pelo método dos blocos/pontos aleatórios em repetição total, foi eficiente e precisa, pois a estimativa obtida está inserida dentro dos limites de tolerância fixados.

TABELA 77. Elementos e indicadores da amostragem de repetição total em 1975 com o método dos blocos/pontos aleatórios - amostragem de repetição total.

Elementos	Indicadores (resultados)
Número de pontos sobre áreas florestais	367
Proporção estimada	0,0971413
Proporção real	0,01001
Área florestal estimada	7.562,94
Área florestal real	7.792,60
Erro de interpretação	2,95%
Valor de Z	1,57
Variância	0,0877049
Variância do estimador	0,0000232146
Erro padrão do estimador	0,0048185716
Erro padrão do estimador em área	375,1176 ha
Erro absoluto	4,95%
Erro de amostragem	9,72%

A realização do teste Z permitiu comprovar e aceitar a hipótese H_0 a um nível de significância a 0,05. Da mesma forma, o erro de amostragem, a um nível t de probabilidade a 95%, foi inferior ao estabelecido, que era da ordem de 10%.

Outrossim, a comparação entre a estimativa e dado real, através do erro de interpretação, forneceu um indicativo de que a discrepância entre os mesmos é mínima e, portanto, rejeitada como significativa, uma vez que é inferior a 10% do valor real.

No caso da avaliação da evolução da cobertura florestal entre 1965 e 1975 por este método, empregando a repetição total, os indicadores dos resultados estão dispostos na Tabela 78.

TABELA 78. Elementos e indicadores da evolução da cobertura florestal entre 1965-1975 pelo método dos blocos/pontos aleatórios em processo de repetição total.

Elementos	Indicadores
Correlação	0,5399
Covariância	0,06225849
Diferença de proporções	0,052111439
Diferença em área	4.059,67 ha
Diferença em área real	3.973,33 ha
Erro de interpretação	2,17%
Variância da diferença de p	0,000032268364
Erro padrão da diferença	0,005680525
Erro padrão da diferença em área	442,257 ha
Erro absoluto	10,89%

Os dados que permitiram calcular o coeficiente de correlação e a covariância entre a primeira e a segunda ocasião estão dispostos no Apêndice III, que apresenta os resultados da aplicação da amostragem por blocos/pontos aleatórios nas três épocas em estudo.

Pelos resultados da estimativa da diferença apresentados na Tabela 78, verificou-se que o resultado amostral aproximou-se bastante do valor real, proporcionando que se tivesse um baixo erro de interpretação.

5.12.1.2. *Dupla Amostragem*

Este processo foi aplicado para a avaliação da cobertura florestal em 1975 a partir de 1.662 unidades emparelhadas definidas a partir do coeficiente de correlação obtido entre a primeira e a segunda ocasião, que foi de 0,5899. Este número de pontos (unidades), entretanto, foi maior porque se efetuou um sorteio de 16 blocos e o número de pontos contidos nestes blocos foi maior do que o previamente estabelecido, satisfazendo a condição mínima exigida.

Na Tabela 79 são apresentados os blocos selecionados, com os respectivos números de pontos contidos, o número de pontos sobre florestas na primeira e segunda ocasiões e, ainda, o número de pontos comuns à ambas ocasiões.

Os resultados referentes às duas ocasiões, tomando-se as m unidades emparelhadas ($m = 1.736$ pontos), são os seguintes:

- proporção da cobertura florestal, primeira ocasião:

$$P_{m1} = 0,1497695$$

- proporção da cobertura florestal, segunda ocasião:

$$P_{m2} = 0,0996543$$

- variância do estimador, primeira ocasião:

$$V(P_{m1}) = 0,000073351719$$

TABELA 79. Amostragem dupla - 1965-1975 - blocos/pontos aleatórios emparelhados.

Bloco nº	Número de pontos/bloco	Pontos sobre florestas		
		1965	1975	Comuns
2	141	16	13	12
4	44	5	3	2
5	14	2	2	2
8	171	24	20	16
9	161	17	9	6
12	102	5	7	2
13	148	9	9	9
14	171	26	20	15
16	171	43	24	23
21	171	31	15	12
24	46	8	4	3
25	6	1	1	1
28	171	28	15	14
33	44	11	1	1
34	138	28	20	20
35	37	6	10	6
m = 1.736		Xm = 260	Ym = 173	Am = 144

- variância do estimador, segunda ocasião:

$$V(P_{m2}) = 0,00005168394$$

- proporção comum (1, 2):

$$P_{am} = 0,0829493$$

- coeficiente de correlação:

$$r = 0,636399$$

- covariância:

$$Sy.x = 0,0680241$$

- covariância entre os estimadores:

$$COV(P_{m1}, P_{m2}) = 0,000039184397$$

- coeficiente da regressão:

$$B = 0,534198546$$

A partir destes resultados, obtidos em relação aos (m) pontos comuns, foi realizada a estimativa da proporção da segunda ocasião e a estimativa da diferença entre a primeira e a segunda, bem como a análise da precisão das estimativas obtidas em relação aos dados reais, sendo ainda conhecidos os dados respectivos à amostragem de primeira ocasião, tais como: proporção de cobertura florestal (p_1) e a variância do estimador de cobertura florestal [$V(p_1)$]. Assim:

a) Segunda ocasião

- estimativa da proporção:

$$P_2 = 0,0996543 + 0,534198456 \cdot (0,1493 - 0,1497695)$$

$$P_2 = 0,0993956928$$

- estimativa da área florestal:

$$AF_2 = 0,0993956928 \times 77.855 \text{ ha} = 7.738,451 \text{ ha}$$

- variância do estimador de dupla amostragem:

$$V(p_2) = 0,000040370148$$

- erro padrão do estimador de dupla amostragem:

$$S(dp) = 0,0063537507$$

- erro padrão do estimador de dupla amostragem em área:

$$Ea = 0,0063537507 \times 77.855 \text{ ha} = 494,67 \text{ ha}$$

- erro absoluto:

$$E\% = 494,67/7.738,451 \times 100 = 6,39\%$$

- b) Diferença entre a primeira e a segunda ocasião:

- diferença em proporção:

$$Dp = p_2 - p_1$$

$$Dp = 0,09939569 - 0,149285336 = 0,0498896434$$

- diferença em área:

$$Da = 11.622,61 - 7.738,45 = 3.884,16 \text{ ha}$$

- variância do estimador da diferença:

$$V(dp) = 0,000038063541$$

- erro padrão do estimador da diferença:

$$S(dp) = 0,0061695617$$

- erro padrão do estimador da diferença em área:

$$Ea = 450,33 \text{ ha}$$

- erro absoluto da diferença em percentual:

$$Ed\% = 450,33/3.884,16 \times 100 = 12,37\%$$

O erro de interpretação, comparando a estimativa da proporção de cobertura florestal obtida pela amostragem com a informação verdadeira, foi o seguinte:

$$E.I.\% = (7.738,451 - 7.792,60) / 7.792,60 = 0,69\%,$$

enquanto que o relativo à comparação com a diferença real de cobertura entre 1965 e 1975 foi:

$$E.I.d\% = (3.884,16 - 3.973,33) / 3.963,33 \times 100 = 2,27\%$$

Com estes índices pode-se verificar a precisão da amostragem aleatória simples na quantificação de áreas florestais dispersas em uma superfície de referência, bem como a eficiência de se empregar o processo de dupla amostragem nesta quantificação, haja visto que os resultados obtidos com a dupla amostragem se aproximam mais da realidade do que os obtidos com a repetição total, em que pese a diferença entre os dois processos ter sido mínima.

5.12.1.3. Amostragem de Repetição Parcial

No caso da aplicação do processo de amostragem com repetição parcial, para a quantificação da área florestal do município de Ibirubá no ano de 1975, com o método dos blocos/pontos aleatórios, foi nesta época aplicada uma amostra independente não relacionada com a anterior, sendo que estas unidades de amostra (pontos) não emparelhadas foram posteriormente conjugadas com as informações provenientes das unidades que constituíram a amostra de primeira ocasião, bem como as informações procedentes das (m) unidades emparelhadas. Esta associação, realizada através de fórmulas específicas ao processo de repetição parcial, foi a que permitiu a obtenção da proporção da cobertura florestal de 1975.

Na Tabela 80 constam os blocos selecionados como integrantes da amostragem não emparelhada de segunda ocasião, bem como o número de pontos contidos, o que representa espaço amostral, e o número de pontos contados sobre áreas florestais. Registra-se que estes blocos são os mesmos do levantamento anterior, mas com relação aos pontos foi realizada uma nova aleatorização de maneira tal que não há coincidência de pontos amostrais.

TABELA 80. Blocos amostrados na segunda ocasião - repetição parcial.

Bloco nº	Número de pontos contidos	Número de pontos sobre florestas
9	136	11
12	84	3
17	146	11
18	61	4
19	14	0
22	146	18
26	82	12
28	146	18
$n_2 = 815$		$Y_2 = 77$

Com as informações disponíveis na Tabela 80 foi calculada a proporção e a variância do estimador, que foram:

- tamanho da amostra (n_2): 815;
- proporção em relação a n_2 : 0,094478527;
- variância do estimador em relação a n_2 : 0,0002049721.

As informações referentes às (m) unidades parelhadas são aquelas obtidas quando da aplicação do processo de dupla amostragem e foram as seguintes:

- tamanho da amostra (m): 1.736;
- proporção da primeira ocasião em relação a m :

$$p_{m1} = 0,1497695850;$$

- proporção da segunda ocasião em relação a m ;

$$p_{m2} = 0,0996543779;$$

- variância do estimador de primeira ocasião:

$$V(p_{m1}) = 0,0000733570;$$

- variância do estimador de segunda ocasião:

$$V(p_{m2}) = 0,0000516840;$$

- covariância entre a primeira e a segunda ocasião:

$$COV(p_{m1}, p_{m2}) = 0,0000391844.$$

As informações referentes às unidades não pareadas da primeira ocasião (n_1) foram:

- tamanho da amostra = $t_1 - m = 3.778 - 1.763 = 2.015$;
- proporção em relação a n_1 : $p_{n1} = 0,1488736530$;
- variância do estimador da proporção em relação a n_1 :

$$V(p_{n1}) = 0,0000620520.$$

A relação amostral entre a segunda e a primeira ocasião foi de 67,50% e as informações referentes à estimativa da área florestal da segunda ocasião são as seguintes:

a) Segunda ocasião

- estimativa da proporção:

$$p_2 = A \cdot p_{n1} - A \cdot p_{m1} + C \cdot p_{m2} + (1 - c) \cdot p_{n2}$$

Os índices de proporção necessários para calcular p_2 são disponíveis nos levantamentos efetuados, enquanto que os coeficientes A e C foram obtidos através das fórmulas específicas.

Assim:

$$A = 0,2090456980;$$

$$C = 0,7223687560.$$

Portanto, a estimativa de p_2 :

$$\begin{aligned} p_2 = & 0,209045698 \cdot 0,148873653 - 0,209045698 \cdot 0,149769585 + \\ & + 0,722368756 \cdot 0,0996543779 + (1 - 0,722368756) \cdot \\ & \cdot 0,094478522 \end{aligned}$$

$$p_2 = 0,0980301094$$

- estimativa da área florestal:

$$AF_2 = 0,0980301094 \times 77.855 \text{ ha} = 7.632,13 \text{ ha}$$

- variância do estimador de repetição parcial:

$$V(p_2) = 0,0000291435$$

- erro padrão do estimador de repetição parcial:

$$S(dp) = 0,0053984758$$

- erro padrão do estimador em área:

$$Ea = 0,0053984758 \times 77.855 \text{ ha} = 420,30 \text{ ha}$$

- erro absoluto:

$$E\% = 420,30/7.632,13 \times 100 = 5,51\%$$

b) Diferença entre a primeira e a segunda ocasião

- diferenças de proporções:

$$D_p = 0,1492853360 - 0,0980301094 = 0,0512552267$$

- diferença em área:

$$D_a = 0,0512552267 \times 77.855 \text{ ha} = 3.990,48 \text{ ha}$$

- variância do estimador da diferença:

$$V(dp) = 0,0000345963$$

- erro padrão do estimador da diferença:

$$S(dp) = 0,0058818634$$

- erro padrão do estimador da diferença em área:

$$E_d = 0,0058818634 \times 77.855 \text{ ha} = 457,93 \text{ ha}$$

- erro absoluto:

$$E\% = 457,93/3.990,48 \times 100 = 11,47\%.$$

O erro de interpretação, que exprime em percentual a diferença constatada entre a estimativa de cobertura florestal e o valor real, foi o seguinte:

$$E.I.\% = 7.632,13 - 7.792,60/7.792,60 = 2,06\%.$$

O erro de interpretação referente à diferença de cobertura registrada pela amostragem nas duas ocasiões, comparada com a diferença real, foi o seguinte:

$$E.I.\% = (3.990,48 - 3.973,33)/3.973,33 \times 100 = 0,43\%.$$

Estes valores de erro de interpretação, tanto por estimativa da proporção como também para estimativa de diferença, atestam a precisão do método quanto à aplicação em repetição

parcial, da mesma maneira como o método foi preciso com o processo de repetição total e com o processo da dupla amostragem.

5.12.2. Método dos Pontos Sistemáticos - Amostragem de Repetição Total

A Tabela 81 apresenta os resultados da amostragem sistemática por grade de pontos, aplicada em 1975. Esta amostragem tem característica de amostragem de repetição total da anteriormente aplicada sobre o mapa florestal de 1965. Esta amostragem foi dimensionada e aplicada pela primeira vez em 1956.

No presente levantamento foram obtidas as proporções e as respectivas áreas de todos os tipos florestais que compõem a cobertura florestal no município de Ibirubá, segundo a classificação estabelecida.

Pela análise da Tabela 81 verificou-se que a proporção de cobertura total e a proporção de cobertura pelo tipo 1 diferem significativamente ao nível de 0,05 das proporções reais, sendo que para os demais tipos foi aceita a hipótese da igualdade. Nos casos citados, a hipótese H_0 é aceita se considerarmos o nível de significância a 0,01; em relação à cobertura total, H_0 é significativa a partir de 0,022, enquanto que em relação ao tipo florestal 1 a hipótese é aceita a partir de 0,0316 de significância.

Apesar de não aceitar como iguais as proporções ao nível 0,05, o teste realizado a partir do erro de interpretação define como aceitável a estimativa da área pelo método em questão, pois o erro cometido é inferior a 10% do valor real de cobertura. Os tipos 1, 3 e 4 também apresentaram índices inferiores

TABELA 81. Resultados da amostragem pelo método de pontos sistemáticos em 1975.

Tipo flo- restal	Nº de pontos	Área estimada	Proporção estimada	Área real	Proporção real	Z	Erro de inter- pretação
1	656	5.904,00	0,0758	5.425,00	0,0697	-2,15	+8,83
2	13	117,00	0,0016	140,10	0,0018	0,51	-16,49
3	60	540,00	0,0069	567,30	0,0073	0,40	-4,81
4	110	990,00	0,0127	946,00	0,0122	-0,47	+4,65
5	93	837,00	0,0108	714,20	0,0092	-1,43	+17,29
T	932	8.388,00	0,1077	7.792,60	0,1001	-2,29	+7,64

Elementos da análise estatística da amostragem de repetição total - Cobertura Total:

Variância: 0,0961313070

Variância do estimador: 0,0000111134

Erro padrão do estimador: 0,0033336835

Erro padrão do estimador em área: 259,54 ha

Erro absoluto: 3,09% .

a 10%, enquanto que os tipos 2 e 5 apresentaram valores superiores.

Considerando o levantamento da cobertura total, o erro de amostragem (6,06%) cometido foi menor do que o erro normalmente fixado como indicador de precisão, que foi de 10%. Assim, com este erro de amostragem determinado a partir de 95%, o intervalo de confiança para estimativa da proporção não irá englobar o valor real da cobertura florestal uma vez que, como comprovou o teste Z, as referidas proporções diferem ao nível de 0,05. No entanto, se o erro da amostragem for definido a um nível de probabilidade de 99%, o valor do erro será de 8,18%, abrangendo então o intervalo de confiança, o valor real da cobertura e, inclusive, o erro de amostragem cometido continuará sendo inferior a 10%.

A evolução da cobertura florestal entre 1965 e 1975, registrada pelo método da grade sistemática aplicada em repetição total, é mostrada na Tabela 82, que apresenta as mudanças em áreas de cada tipo florestal e do total.

No caso específico da estimativa da diferença da cobertura florestal entre 1965 e 1975, pode-se afirmar que o método em questão realizou com precisão esta estimativa, uma vez que a discrepância observada é mínima. Com relação aos tipos florestais, os tipos 1, 3 e 4 apresentaram estimativas de diferenças com erros percentuais baixos, enquanto que os tipos 2 e 5 apresentaram elevados valores.

A remedição de todos os pontos amostrais permitiu a obtenção dos seguintes elementos:

- coeficiente de correlação: $r = 0,6317$;
- covariância: $S_{x.y} = 0,0712832$;

TABELA 82. Evolução da cobertura entre 1965 e 1975 - método dos pontos sistemáticos, amostragem de repetição total.

Tipo florestal	Diferença (em ha)		Erro (%)
	Amostral	Real	
1	4.518,00	4.592,60	1,62
2	72,00	107,20	32,84
3	90,00	91,00	1,10
4	477,00	468,70	1,77
5	216,00	134,60	60,24
Total	3.843,00	3.973,33	3,27

- variância do estimador da diferença:

$$V(dp) = 0,0000099466;$$

- erro padrão da diferença: $S(dp) = 0,0031528792;$

- erro padrão da diferença em área:

$$Ea = 0,0031528792 \times 77.855 \text{ ha} = 245,25 \text{ ha};$$

- erro absoluto percentual da diferença:

$$E\% = (245,25/3.843,00) \times 100 = 6,39\%.$$

5.12.3. Método dos Pontos Aleatórios - Amostragem de Repetição Total

Em 1975 foram remedidos todos os pontos aleatórios que constituíram a amostra do chamado método dos pontos aleatórios, que teve a sua aplicação em 1956 e uma remedição completa

em 1965. Para o caso, a aplicação em 1965 é considerada como sendo a primeira ocasião. Os resultados da amostragem em 1975 estão dispostos na Tabela 83.

Analisando estes resultados, verificou-se que, quanto aos tipos florestais, há aceitação de H_0 a um nível de 0,05, uma vez que todos os valores de Z calculados são inferiores ao valor tabelado, que é 1,96. No entanto, em relação à cobertura total esta hipótese não é aceita ao nível de 0,05, sendo significativa somente a partir do nível de 0,01.

Quanto ao erro de interpretação, a estimativa encontrada para a cobertura florestal difere da área real com um índice inferior a 10%, o que torna aceitável o resultado da amostragem no que concerne ao levantamento da cobertura florestal total, sendo que, no que diz respeito aos erros de interpretação cometidos com as estimativas das áreas florestais, os tipos 1, 3 e 5 apresentaram índices também inferiores a 10% e os tipos 2 e 4, maiores.

O erro de amostragem a 95% de probabilidade foi de 7,98%, inferior, pois, ao máximo estabelecido, mas também inferior ao erro de interpretação constatado, o que vem a informar que um intervalo de confiança para a estimativa estabelecido com 95% de probabilidade não irá abranger o valor real da cobertura florestal em 1975. Neste caso, o intervalo de confiança deverá ser definido a partir do nível de probabilidade de 99%.

A evolução da cobertura florestal do município de Ibirubá entre 1965 e 1975, estimada pelo método dos pontos aleatórios e comparada com os parâmetros reais, é mostrada na Tabela 84.

TABELA 83. Resultados da amostragem pelo método de pontos aleatórios em 1975.

Tipo flo- restal	Nº de pontos	Área estimada	Proporção estimada	Área real	Proporção real	Z	Erro de inter- pretação
1	372	5.848,56	0,0751	5.425,00	0,0697	-1,44	+7,81
2	8	125,78	0,0016	141,10	0,0018	0,35	-10,22
3	38	597,43	0,0077	567,30	0,0073	-0,32	+5,31
4	74	1.163,42	0,0149	946,00	0,0122	-1,57	+22,98
5	47	738,93	0,0095	714,20	0,0092	-0,22	+3,46
T	539	8.474,12	0,1088	7.792,60	0,1001	-2,05	+8,78

Elementos da análise estatística da amostragem de repetição total - Cobertura to-
tal:

Variância: 0,0969625600

Variância do estimador: 0,0000196235

Erro padrão do estimador: 0,0044249841

Erro padrão do estimador em área: 344,89 ha

Erro absoluto: 4,07%

TABELA 84. Evolução da cobertura florestal entre 1965-1975 - método dos pontos aleatórios, amostragem de repetição total.

Tipo florestal	Diferença (em ha)		Erro (%)
	Amostral	Real	
1	4.229,20	4.592,60	7,91
2	62,89	107,20	41,33
3	188,67	91,00	107,33
4	565,99	468,70	20,76
5	157,22	134,80	16,63
Total	3.631,77	3.973,00	8,59

De acordo com o exposto, verificou-se que o erro de interpretação que expressa a diferença percentual entre a estimativa amostral da evolução obtida pelo método dos pontos aleatórios e o dado real da evolução entre 1965 e 1975, qualificado por SILVA⁸⁴, não foi significativo dentro do patamar de aceitação para este tipo de erro, que é de 10%. Em relação à avaliação estatística da diferença entre as duas ocasiões, através do processo de repetição total, os resultados foram os seguintes:

- coeficiente de correlação: $r = 0,698160$;

- covariância: $Sy.x = 0,078781$;

- variância do estimador da diferença:

$$V(dp) = 0,07072030/4.952 = 0,0000142812$$

- erro padrão da diferença: $S(dp) = 0,0037790421$;

- erro padrão da diferença em área:

$$E da = 0,0037790421 \times 77.855 \text{ ha} = 294,22 \text{ ha};$$

- erro absoluto:

$$E\% = 294,22/3.631,77 \times 100 = 8,10\%.$$

5.12.4. *Método dos Transectos*

5.12.4.1. *Amostragem de Repetição Total*

Na Tabela 85 estão dispostos os resultados referentes à remediação dos 30 transectos que constituíram a amostragem de primeira ocasião.

A análise das proporções obtidas referentes à cobertura florestal total e aos cinco tipos florestais, efetuada com o teste de hipótese, indicou que ao nível de 0,05 não há diferença significativa com as proporções reais, aceitando-se, portanto, para todos os casos, a hipótese H_0 .

Pela análise do erro de interpretação verificou-se, igualmente, a precisão da amostragem, pois todos os valores obtidos, com exceção do tipo 3, são inferiores a 10% dos valores reais, sendo que em relação ao erro cometido na estimativa da cobertura total a diferença constatada é quase nula.

O baixo índice de cobertura florestal, aliado ao tamanho reduzido da amostra, proporcionou que se tivesse um erro de amostragem relativamente alto (18,66% a 95%). Este fato já era esperado, pois nas duas amostragens anteriores se registrou a tendência de crescimento do erro de amostragem em função da

TABELA 85. Resultados da amostragem pelo método dos transectos em 1975.

Tipo flo- restal	Comprim. medido (m)	Área estimada	Proporção estimada	Área real	Proporção real	Z	Erro de inter- pretação
1	7,25	5.668,65	0,0728	5.425,30	0,0697	-0,37	+4,45
2	1,65	131,27	0,0017	140,10	0,0018	0,08	-6,30
3	6,15	489,29	0,0063	567,30	0,0073	0,40	-13,75
4	11,45	910,96	0,0117	946,00	0,0122	0,13	-3,70
5	8,60	684,22	0,0088	714,20	0,0092	0,13	-4,20
T	99,10	7.884,40	0,1013	7.702,90	0,1001	0,12	+1,16

Elementos da análise estatística da amostragem de repetição total - Cobertura Total:

Variância: 0,09101440

Variância do estimador: 0,0000930046

Erro padrão do estimador: 0,0096643898

Erro padrão do estimador em área: 750,83 ha

Erro absoluto: 9,52%

cobertura florestal e da manutenção do mesmo espaço amostral.

A evolução da cobertura florestal entre 1965 e 1975, quanto à mudança de áreas dos tipos florestais e a comparação com as modificações ocorridas na realidade, são apresentadas na Tabela 86.

TABELA 86. Evolução da cobertura florestal entre 1965 e 1975 - método dos transectos, amostragem de repetição total.

Tipo florestal	Diferença (em ha)		Erro (%)
	Amostral	Real	
1	4.793,64	4.592,60	4,38
2	95,94	107,20	10,50
3	107,41	91,00	18,03
4	369,95	468,70	21,07
5	99,45	134,80	26,22
Total	4.366,02	3.973,33	9,14

Pelo que se constatou na Tabela 86 em relação à estimativa da evolução da cobertura florestal entre 1965 e 1975 pelo método dos transectos em repetição total, também neste sentido o referido método mostrou-se preciso, uma vez que o erro de interpretação cometido foi inferior a 10% do valor que expressa a diferença real de cobertura florestal.

Como o processo de amostragem foi de repetição total, obteve-se os seguintes elementos que dizem respeito à análise

estatística da diferença obtida pela amostragem:

- coeficiente de correlação: $r = 0,7755$;
- covariância: $Sy.x = 0,0848985270$;
- variância da diferença: $V(dp) = 0,0000547398$;
- erro padrão do estimador da diferença:
 $S(dp) = 0,0073986334$;
- erro padrão do estimador da diferença em área:
 $Ed = 0,0073986334 \times 77.855 \text{ ha} = 576,02 \text{ ha}$;
- erro absoluto:
 $Ed\% = 576,02 / 4.336,02 \times 100 = 13,28\%$.

5.12.4.2. Dupla Amostragem

A amostra de primeira ocasião dos transectos consistiu de 30 transectos, com um espaço amostral de 978,6 unidades; no caso da segunda ocasião, considerando o processo de dupla amostragem, fez-se o dimensionamento mínimo das unidades pareadas (m) para remediação. Para a aplicação na fórmula específica se fez o uso do coeficiente de correlação obtido entre a primeira e a segunda ocasião, quando da aplicação do processo de repetição total.

Então:

$$m = \frac{978,60}{0,7755^2} \cdot \sqrt{(1 - 0,7755)^2} \cdot (1 - \sqrt{(1 - 0,7755)^2})$$

$$m = 378,73 \text{ cm.}$$

Para atender esta exigência de número mínimo de unidades pareadas foram selecionados ao acaso 10 transectos, cujo comprimento total foi de 414,20 cm. Estes transectos e a remedição na segunda ocasião encontram-se no Apêndice I, sendo que os números dos transectos são: 9, 12, 16, 17, 18, 19, 20, 21, 25 e 28.

As medidas de primeira ocasião sobre estes 10 transectos foram:

- proporção de cobertura em relação a m:

$$p_{(m2)} = 0,17829550;$$

- variância do estimador de proporção em relação a m:

$$V(p_m) = 0,00035371;$$

- variância: $S^2x = 0,14650620$.

A remedição de segunda ocasião sobre os 427,35 cm forneceu os seguintes elementos:

- proporção de cobertura em relação a m:

$$p_{m2} = 0,112506;$$

- variância: $S^2y = 0,09984830$;

- variância do estimador da proporção em relação a m:

$$V(p_{m2}) = 0,0002410630;$$

- proporção comum em ambas as ocasiões:

$$p_{am} = 0,11105740;$$

- coeficiente de correlação: $r = 0,752374$;

- covariância: $Sy.x = 0,09098830$;

- covariância entre a primeira e a segunda ocasião:

$$\text{COV}(p_{m1}, p_{m2}) = 0,0002396961;$$

- coeficiente B da regressão de dupla amostragem = 0,62112133.

Com estes elementos obtidos na medição da primeira ocasião das unidades não pareadas e nas pareadas e a remedição na segunda ocasião das unidades pareadas, foi realizada a estimativa de área florestal de 1975 por este processo de dupla amostragem.

a) Segunda ocasião

- Estimativa da proporção de cobertura florestal:

$$p_2 = p_{m2} + B \cdot (p_1 - p_{m1})$$

$$p_2 = 0,112506 + 0,62112133 \cdot (0,1570 - 0,17829550)$$

$$p_2 = 0,0992534255$$

- Estimativa da área florestal:

$$AF_2 = 0,0992534255 \times 77.855 \text{ ha} = 7.727,38 \text{ ha}$$

- Variância do estimador de dupla amostragem:

$$V(p_2) = 0,0001623622$$

- Erro padrão do estimador: $S(p_2) = 0,01284210$

- Erro padrão do estimador em área:

$$Ea = 0,01274210 \times 77.855 \text{ ha} = 992,04 \text{ ha}$$

- Erro absoluto:

$$E\% = 992,04 / 7.727,38 \times 100 = 12,83\%$$

b) Diferença entre a primeira e a segunda ocasião

- Diferença em proporções:

$$Dp = 0,1570 - 0,0992534 = 0,057747$$

- Diferença em área:

$$Da = 0,057747 \times 77.855 \text{ ha} = 4.495,86 \text{ ha}$$

- Variância do estimador da diferença:

$$V(dp) = 0,00012616765$$

- Erro padrão do estimador da diferença:

$$S(dp) = 0,011232439$$

- Erro padrão do estimador da diferença em área:

$$Ead = 0,011232439 \times 77.855 \text{ ha} = 874,50 \text{ ha}$$

- Erro absoluto:

$$Ed\% = 874,50 / 4.492,672 \times 100 = 19,47\%.$$

O erro de interpretação entre estimativa amostral e o valor real foi:

$$E.I.\% = (7.727,37 - 7.792,90) / 7.792,90 \times 100 = 0,84\%.$$

O erro calculado entre a estimativa da evolução e o dado real da mesma foi:

$$E.I.\% = (4.492,67 - 3.973,33) / 3.973,33 \times 100 = 13,08\%.$$

O valor do erro de interpretação para a estimativa da área florestal em 1975 é indicativo que o método dos transecos em processo de dupla amostragem foi preciso na qualificação da área, mesmo tendo o erro padrão do estimador da população sido relativamente alto e isto é explicado em função do

aumento do desvio padrão da população com a diminuição da proporção de cobertura florestal, aliada ao tamanho da amostra, que foi insuficiente.

Já a estimativa da diferença se situou em um patamar superior ao tolerado e a explicação pode residir no fato do tamanho pequeno das amostras aplicadas.

5.12.4.3. Amostragem de Repetição Parcial

Os 10 transectos, com espaço amostral de 414,20 cm, que constituíram a amostra de segunda ocasião no processo anterior de dupla amostragem foram aproveitados no processo de repetição parcial para a avaliação da área florestal de 1975, bem como da evolução de 1965 a 1975. Assim sendo, estes transectos foram considerados como sendo as unidades parelhadas.

Como se estabeleceu que a relação amostral entre a segunda e a primeira ocasião seria em torno de 70%, locou-se, aleatoriamente, sobre o mapa florestal de 1975 mais oito transectos, cujo comprimento total de 278 cm é a amostra independente da segunda ocasião (n_2).

Os transectos que constituíram estas unidades não pareadas estão dispostos na Tabela 87, onde constam as respectivas medidas de comprimento total e de comprimento sobre áreas florestais.

Com os elementos dispostos na Tabela 87 se obtém os seguintes elementos que são necessários para se efetuar o cálculo da proporção de cobertura florestal de segunda ocasião pelo processo de repetição parcial:

TABELA 87. Transectos independentes de segunda ocasião - 1975.

Transecto nº	Comprimento (cm)	Medida sobre área florestal (cm)
1	5,50	0,50
2	7,20	0,20
3	14,40	2,55
4	38,60	3,95
5	44,80	4,55
6	54,50	4,35
7	70,20	5,60
8	42,80	2,80
$n_2 = 278,00$		$Y_2 = 24,50$

- proporção de cobertura em relação a n_2 :

$$p_{n2} = 0,08812540;$$

- variância: $S^2 Y_2 = 0,08036260$;

- variância do estimador de proporção em relação a n_2 :

$$V(p_{n2}) = 0,0002890740.$$

As unidades emparelhadas (m) forneceram os seguintes resultados, tanto na primeira como na segunda ocasião:

$$p_{m1} = 0,1782955050;$$

$$p_{m2} = 0,1125060360;$$

$$V(p_{m1}) = 0,00035370;$$

$$V(p_{m2}) = 0,0000241060$$

$$COV(p_{m1}, p_{m2}) = 0,0002196960$$

Das unidades não pareadas da primeira ocasião (n_1), tem-se os seguintes resultados:

$$n_1 = t_1 - m = 978,60 - 414,20 = 564,40$$

$$p_{n1} = 0,1413004560$$

$$V(p_{n1}) = 0,0002890744$$

Com estes elementos, portanto, das unidades não pareadas da primeira e segunda ocasião, juntamente com os resultados das unidades pareadas, foi realizada a estimativa da proporção de cobertura florestal da segunda ocasião:

a) Segunda ocasião

- Estimativa da proporção:

$$p_2 = A \cdot (p_{n1} - p_{m1}) + C \cdot p_{m2} + (1 - C) \cdot p_{n2}$$

Os valores dos coeficientes A e C foram obtidos a partir das fórmulas específicas. Então:

$$A = 0,250806743$$

$$C = 0,649219372$$

Portanto, a estimativa da proporção:

$$p_2 = 0,250806743 \cdot (0,141300496 - 0,17829550) + 0,64929372 \cdot 0,112506036 + (1 - 0,64929372) \cdot 0,08812545$$

$$p_2 = 0,09467660$$

- Estimativa da área florestal:

$$AF_2 = 0,09467660 \times 77.855 \text{ ha} = 7.371,05 \text{ ha}$$

- Variância do estimador da repetição parcial:

$$V(p_2) = (1 - C) \cdot V(p_{n2})$$

$$V(p_2) = (1 - 0,649219372) \cdot 0,000289074$$

$$V(p_2) = 0,0001019017$$

- Erro padrão do estimador de repetição parcial:

$$S(p_2) = 0,01006980$$

- Erro padrão do estimador em área:

$$Ea = 0,01006980 \times 77.855 \text{ ha} = 783,98 \text{ ha}$$

- Erro absoluto:

$$E\% = 783,98 / 7.371,04 \times 100 = 10,63\%$$

b) Diferença entre a primeira e a segunda ocasião

- Estimativa da diferença:

$$Dp = 0,0622823$$

- Estimativa da diferença em área:

$$Da = 0,0622823 \times 77.855 \text{ ha} = 4.849,07 \text{ ha}$$

- Variância da estimativa da diferença:

$$V(dp) = 0,0001117857$$

- Erro padrão da estimativa da diferença:

$$S(dp) = 0,0105728$$

- Erro padrão da diferença em área:

$$E.ad = 0,0105728 \times 77.855 \text{ ha} = 823,15 \text{ ha}$$

- Erro absoluto:

$$Ed\% = 823,15 / 4.849,07 \times 100 = 16,98\%$$

Na comparação entre a estimativa da área florestal de segunda ocasião com a área florestal real, o erro de interpretação cometido foi de:

$$E.I.\% = (7.371,05 - 7.792,90) / 7.792,90 \times 100 = -5,41\%.$$

Quanto à comparação da estimativa da evolução quantificada pelo processo amostral com a evolução conhecida através do levantamento de verdade terrestre:

$$E.Id.\% = (4.849,00 - 3.973,33) / 3.973,33 \times 100 = +22,04\%.$$

No que diz respeito ao erro de interpretação cometido na avaliação da cobertura florestal pelo método dos transectos e em processo de repetição parcial, pode-se dizer que o mesmo é de baixa magnitude e inferior a 10% do valor real, enquanto que para o erro respectivo à avaliação das modificações da cobertura florestal no período de 1965 a 1975 verificou-se um valor acentuado, se compararmos com os erros cometidos nos processos de repetição total e de dupla amostragem.

5.13. LEVANTAMENTO DA COBERTURA FLORESTAL EM 1985

5.13.1. *Método dos Pontos Sistemáticos - Amostragem Independente*

Foram contados 628 pontos sobre áreas florestais, cada ponto apresentando uma área de influência de 9,27988 ha, no município de Ibirubá no ano de 1985, o que proporcionou que se tivesse uma estimativa de área de 5.827,77 ha.

Esta amostragem, de caráter independente em relação à amostragem aplicada em 1975, teve orientação Norte-Sul verdadeiros.

Em relação à área total do município, a proporção de cobertura florestal estimada através deste método foi de 0,07485 e em relação às áreas emersas (74.815 ha) a proporção foi de 0,07789.

Em função da proporção em relação à área total foram calculados os seguintes elementos, que definem a precisão da amostragem:

- variância: $S^2x = 0,06924830$;
- variância do estimador: $V(p) = 0,0000835367$;
- erro padrão do estimador: $S(p) = 0,0028729203$;
- erro padrão do estimador em área: 233,67 ha;
- erro absoluto: 3,84%;
- erro de amostragem: (95%) = 7,52%.

Com este erro de amostragem a um nível de 95%, verificou-se que o mesmo foi inferior ao nível de precisão estabelecido e, portanto, pode-se aceitar os resultados da amostragem como representativos e indicativos do parâmetro real de cobertura florestal. Neste sentido, verificou-se que a área obtida pela amostragem dos pontos sistemáticos é aproximadamente igual à estimada pela distribuição Beta, sendo que a diferença percentual entre ambas é da ordem de 2%. Com relação à estimativa efetuada pelo processo de regressão exponencial polinomial de 5º grau, a diferença percentual entre as estimativas de área é de 5,4%.

Quanto à diferença entre a primeira ocasião (1975) e a segunda ocasião (1985), cabe ressaltar que o processo é de amostragem independente e as estimativas foram as seguintes:

- estimativa da diferença de proporção:

$$dp = 0,10009120 - 0,07485 = 0,02524120;$$

- estimativa da diferença em área:

$$da = 1.965,15 \text{ ha}$$

- variância do estimador da diferença:

$$V(dp) = V(p_1) + V(p_2)$$

$$V(dp) = 0,0000111134 + 0,000008253 = 0,0000193671$$

- erro padrão do estimador da diferença:

$$S(dp) = 0,0044008050$$

- erro padrão do estimador da diferença em área:

$$Ea = 342,62 \text{ ha}$$

- erro absoluto:

$$E\% = 17,44\%$$

5.13.2. Método dos Transectos - Amostragem Independente

O sistema independente de amostragem por transectos, em 1985, constou de 61 transectos espaçados de 652,13 m, cujo comprimento total na escala do mapa gerado pela interpretação visual foi de 1.129,15 cm.

O primeiro transecto foi localizado aleatoriamente e os demais foram demarcados de acordo com a distância fixa calculada. A orientação destes transectos foi Norte-Sul.

No Apêndice II encontram-se as medidas efetuadas sobre as áreas florestais e as referentes aos comprimentos individuais dos transectos.

A partir do comprimento total dos transectos e da distância fixa entre os mesmos, foi estimado que a área municipal emersa é de 74.771,58 ha, sendo que essa superfície foi adotada

para exprimir a proporção de cobertura florestal.

Considerando o conjunto de 61 transectos, o comprimento medido sobre florestas foi de 81,40 cm, o que equivale a uma proporção de 0,07208960 em relação ao comprimento total dos transectos.

A área florestal definida pelo comprimento sobre as áreas florestais (Cf), multiplicado pela distância fixa (Df) entre os transectos, foi de:

$$Af = Cf \cdot Df$$

$$Af = 82.656,00 \text{ m} \times 652,13 \text{ m} = 5.390,26 \text{ ha.}$$

Em relação à área considerada como representativa do município (77.855 ha), a proporção de cobertura florestal é de 0,0692345.

Mas na análise que define a precisão da amostragem, considerou-se a área obtida pela aplicação dos transectos e foram os seguintes elementos calculados a partir deste método de amostragem:

- variância: $Sx^2 = 0,06689260$;
- variância do estimador da proporção: $V(p) = 0,0000592416$;
- erro padrão do estimador da proporção: $S(dp) = 0,0076696858$;
- erro padrão do estimador em área: $Ea = 575,5 \text{ ha}$;
- erro absoluto: $E\% = 10,67\%$.

O erro absoluto cometido é ligeiramente superior ao desejado, que foi fixado em 10%, e isto é explicável pelo fato do tamanho da amostra ter sido inferior ao mínimo pré-estabelecido. A diferença, entretanto, é tão pequena que pode ser considerada como desprezível.

Da mesma forma, a diferença da área florestal obtida pelos transectos em relação às áreas florestais obtidas pelos

demais métodos (distribuição Beta, regressão polinomial, método dos pontos sistemáticos) não excedeu em nenhum caso o limite de 10% em torno das estimativas, o que vem ressaltar a equidade dos métodos empregados nas avaliações de áreas, pois através da distribuição Beta a estimativa de área é de 5.951,53 ha e, através da regressão, a estimativa da área florestal foi de 5.530,30 ha, enquanto que pela grade de pontos a estimativa da área foi de 5.826,77 ha. A partir destes dados foi realizado um teste de comparação entre as proporções estimadas pelos diferentes métodos e verificou-se que, a um nível de significância de 0,05, não há diferença significativa entre as proporções amostrais. Isto quer dizer que o intervalo de confiança definido a 95% de probabilidade, para qualquer uma das estimativas de proporções, irá conter as proporções estimadas pelos outros métodos.

Como a amostragem por transectos realizada em 1985 foi independente da realizada em 1975, as estimativas de diferença da área florestal entre 1975 e 1985 e da variância do estimador da diferença foram as seguintes:

- estimativa da diferença de proporção:

$$dp = 0,1001 - 0,0692345 = 0,030866;$$

- estimativa da diferença em área:

$$du = 0,030866 \times 77.855 = 2.403,33 \text{ ha};$$

- variância do estimador da diferença:

$$V(dp) = 0,000093004701 + 0,00005924163 = 0,00015224633;$$

- erro padrão do estimador da diferença:

$$S(dp) = 0,0123388;$$

- erro padrão do estimador da diferença em área:

$$S(\text{área}) = 960,64 \text{ ha};$$

- erro absoluto:

$$Ea = 39,98\%.$$

6. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

As principais conclusões foram:

1- Os estudos sugeridos podem ser empregados em programas de monitoramento florestal à nível municipal, pois comprovou-se a hipótese básica de viabilização dos elementos a constituírem sua estrutura, a partir da definição da metodologia de emprego e operacionalidade de cada um.

2- É recomendável, em escalas de até 1:100.000, a divisão da área de trabalho em módulos de 100 ha, como foi efetuado no presente trabalho, possibilitando-se assim a realização de análises acerca de distribuição espacial da cobertura, associação do desmatamento com variáveis referentes a aspectos físicos e distribuição de frequências de percentuais de cobertura florestal.

3- A determinação analítica de parâmetros de posição e de dispersão de conjuntos de percentuais de cobertura florestal e de percentuais de desmatamento permitiu conhecer e definir tendências quanto à evolução espacial da cobertura florestal e do desmatamento em um período de 30 anos.

4- O monitoramento da evolução espacial do desmatamento complementa as informações obtidas com a análise da distribuição espacial da cobertura florestal.

5- A região leste do município foi a que sofreu maior intensidade de desmatamento, provocando, em todas as análises, o deslocamento do centro de gravidade da cobertura florestal para o oeste, enquanto que o posicionamento do centro de gravidade do desmatamento sempre esteve localizado à leste do centro de gravidade do conjunto das áreas florestais.

6- O agrupamento dos dados percentuais de cobertura florestal em classes e sua análise temporal em um período de 30 anos permitiu constatar, no caso do município de Ibirubá, a fragmentação das áreas florestais, a redução do percentual médio de cobertura florestal e o aumento de unidades de 100 ha sem qualquer cobertura florestal.

7- Em todos os casos em análise comprovou-se a hipótese de existir correlação significativa a 0,05 entre a frequência de unidades com cobertura florestal e o tamanho da classe com amplitude de 5%.

8- Estudos de distribuição de frequência de percentuais de cobertura florestal podem ser realizados a partir de um conjunto amostral de unidades, ressaltando-se a condição de que a amostra seja representativa da população para que se possa extrapolar os resultados amostrais. Da mesma forma, podem ser conduzidos estudos de distribuição espacial da cobertura florestal e do desmatamento.

9- No caso específico de Ibirubá, nos anos de 1956, 1965 e 1975, a população constituída pelos percentuais de cobertura florestal por unidade de 100 ha apresentou uma distribuição de frequência que se ajustou à distribuição de

probabilidades Beta. Em 1985, um estudo amostral da distribuição de frequência apresentou ajuste à mesma distribuição teórica, permitindo inferir o comportamento da população e conhecer a área florestal total.

10- As frequências estimadas de percentuais de cobertura florestal por classe, através da expansão polinomial da distribuição exponencial negativa, não diferiu significativamente das frequências observadas em 1956, 1965 e 1975, o que embasou o levantamento amostral de 85, que apresentou igualmente ajuste à função polinomial de 6º grau, possibilitando, assim, o conhecimento da área florestal de 1985 e a distribuição das áreas florestais por classe.

11- A área florestal de 1985, estimada pela distribuição Beta não diferiu significativamente, ao nível de 0,05, da estimativa efetuada a partir da função de 6º grau.

12- É recomendável estudos aprofundados acerca do caráter probabilístico da distribuição exponencial negativa à medida que são expandidos os graus do polinômio exponencial, bem como as suas aplicações em estudos florestais.

13- A verificação da associação do desmatamento e as classes de declividade, através do emprego de variáveis binárias, mostrou a potencialidade do emprego do teste do qui-quadrado e dos índices de Cole e de contingência para explicar a existência ou não da associação entre duas variáveis qualitativas, bem como a magnitude do grau de associação, sendo recomendável a realização de mais testes, em condições semelhantes, para comprovar esta afirmativa.

14- No caso específico dos testes realizados no município de Ibirubá, os resultados obtidos não foram expressivos, pois onde se constatou a existência da associação, a magnitude da mesma, expressa pelos índices C_7 e C , em geral foi baixa, o que permite afirmar que o desmatamento ocorreu indistintamente em todas as classes de declividade. A declividade do terreno, portanto, não foi fator limitante à ação do desmatamento.

15- O tradicional método da grade de pontos sistemáticos foi, dos quatro métodos, o de menor eficiência, apresentando tendência de superestimação da área florestal.

16- Na quantificação da área florestal em ocasiões sucessivas, sobre mapas, fotografias aéreas ou imagens orbitais de mesma escala, empregando-se métodos de amostragem, recomenda-se efetuar a amostragem pelos processos, ou de repetição total ou de dupla amostragem ou de repetição parcial, efetuando unicamente amostragem independente quando a escala dos documentos cartográficos de uma ou de outra época não for coincidente.

17- Em relação aos processos empregados, foi o da dupla amostragem o que melhores estimativas forneceu acerca da cobertura florestal, quando aplicado com o método dos transectos e blocos/pontos aleatórios, pois apresentou menores índices de erro de interpretação.

18- Em função dos resultados altamente eficientes obtidos com a aplicação do método dos transectos, recomenda-se desenvolver maiores pesquisas com este método em avaliações de superfícies.

19- Em 1985, a área avaliada pelo método dos transectos, ao nível de 0,05, pode ser considerada como igual à obtida pelo método da grade de pontos. Da mesma forma, esta igualdade é significativa a 0,05 com as estimativas efetuadas a partir das distribuições Beta e polinomial exponencial negativa de 6º grau.

20- No município de Ibirubá, o período 1975-1985 foi o que apresentou menor índice de desmatamento, comparando com os períodos 1965-1975 e 1956-1965.

21- As imagens orbitais LANDSAT - TM canais 3 e 4, na escala 1:250.000, utilizadas nesta pesquisa permitiram identificar visualmente as áreas florestais, possibilitando a sua delimitação, não sendo possível a separação de tipos florestais.

Em relação ao problema diagnosticado, que fundamenta a presente pesquisa relacionada com a atual situação florestal do Rio Grande do Sul, o estágio atual dos levantamentos florestais no Estado e a indefinição de métodos e processos a serem aplicados em levantamentos posteriores, a contribuição da pesquisa na solução deste problema situa-se nos seguintes aspectos:

a- obter elementos que forneçam dados e informações à uma política de fiscalização e manejo dos recursos naturais no contexto de um município;

b- manter a informação florestal constantemente atualizada em suas características espaciais temporais, conjugando

levantamentos periódicos com as análises de tendência e comportamento dos elementos florestais e a ação fiscalizadora;

c- apresentar propostas alternativas e viáveis, com relação a métodos e processos de amostragem para levantamentos periódicos da cobertura florestal, em curto espaço de tempo, com baixo custo, operacionalidade e eficiência.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. AFLOVEN/UFSM. ASSOCIAÇÃO DOS FLORESTADORES E REFLORESTADORES VERTICALIZADOS DE MADEIRA DO R.S. e UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA. *Levantamento de Vegetações Exóticas - Região de Porto Alegre*. Santa Maria, 1985. 8 p. (Relatório Técnico, não publicado)
2. ALMEIDA, S.A.O. *Monitoramento da intensidade de desmatamento por classe de declividade com imagens LANDSAT*. Santa Maria, UFSM, 1984. 112 p. (Dissert. Mestr. Engº Agrícola)
3. ANDERBERG, M.R. *Cluster analysis for application*. Vol. 1. *Probability and Mathematical Statistics*. New York, Academic Press, 1973. 359 p.
4. ANDERSON, R.J. et alii. *A land use and land cover classification system for use with remote sensor data*. Washington, Geological Survey, 1976. (Paper n. 964)
5. ANDRAE, F.H. *Ecologia Florestal*. Santa Maria, Imprensa Universitária - UFSM, 1978.
6. AOKI, H. *Sensoriamento remoto e suas aplicações no campo florestal*. São José dos Campos, INPE, 1976. 15 p. (Seminário apresentado ao Curso de Pós-Grad. em Sensoriamento Remoto e Aplicações, INPE)
7. BERNARDES, L.R.M. & IGUE, K. *Proposição para uso e conservação dos recursos naturais renováveis do Estado do Paraná*. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE ECOLOGIA, 1, Curitiba. *Anais...* Curitiba, Instituto de Terras e Cartografia. 19 p.
8. BICKFORD, C.; MAYER, C.E.; WARE, K.D. *An efficient sampling design for forest inventory*. The Northeastern Forest Research. *Journal of Forestry*, v. 61, n. 11.
9. CAMPOS, H. *Estatística Experimental Não Paramétrica*. Piracicaba, ESALQ-USP, 1976. 332 p.
10. CAPPELLETTI, C.A. et alii. *Estimação da área ocupada com cana-de-açúcar na grande região canavieira de Piracicaba, utilizando-se imagens Landsat e fotografias aéreas através da simulação de um sistema de amostragem de duas faces*. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO,

- III, Brasília, 1982. *Anais...* Brasília, 1982. v. III, p. 943-9.
11. CARNEIRO, C.M.R. *Interpretação visual de imagens de satélite*. Santa Maria, UFSM, 1975. n.p. (mimeografado)
 12. CARNEIRO, C.M.R. *Forest cover mapping from Landsat MSS data by analogue and computer assisted techniques in the Federal Republic of Germany - A Feasibility*. Breisgau, RFA, 1978. 180 p. [Dissertation (Doctoral Degree) Faculty of Forestry, Albert Ludwigs University at Freiburg]
 13. CARNEIRO, C.M.R. *Curso Básico de Sensoriamento Remoto*. Brasília, IBDF, Projeto de Desenvolvimento Florestal, 1980, 198 p.
 14. CARNEIRO, C.M.R. & REIS, M.S. *Programa de Monitoramento da Cobertura Florestal do Brasil*. Brasília, IBDF, 1980. 32 p.
 15. CETEC - Fundação Centro Tecnológico de Minas Gerais. *Levantamento das formações vegetais em áreas de carvoejamento do Estado de Minas Gerais*. Belo Horizonte, CETEC, 1977. 35 p. (Boletim Técnico)
 16. CENTRO INTERAMERICANO DE FOTOINTERPRETACION - CIAF. *Aplicación de los sensores remotos en la clasificación y levantamiento de los bosques húmedos tropicales*. Junta del Acuerdo de Cartagena, 1981. 125 p.
 17. COCHRAM, W.G. *Sampling Techniques*. New York, John Wiley & Sons, 1977.
 18. COLE, J. *Geografia quantitativa*. Rio de Janeiro, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1972. 120 p.
 19. CORTEZ, A. *Las nuevas técnicas de la percepción remota*. Bogotá, Colombia, 1972. 115 p.
 20. COSTA NETO, P.L.D. *Estatística*. São Paulo, Edgard Blücher Ltda., 1977. 264 p.
 21. DE AGOSTINI, D. *Princípios para el cálculo de promedios y varianzas de variables derivadas*. Bogotá, CIAF, 1971. 25 p.
 22. ESTES, J.E. et alii. *Use of ERTS. A data asses and monitor change in the west side of the San Joaquim Valley and Central Coasted Zone of California*. Berkeley, University of California, Space Science Laboratories, 1973. Chap. 6.
 23. FAO. Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación. *Manual de Inventário Florestal*. Roma, 1974. 195 p.

24. FRAYER, W.E. & FURNIVAL, G.M. Area change estimates from sampling with partial replacement. *Forest Science*, p. 72-77, 1966.
25. FONSECA, J.S. & MARTINS, G.A. *Curso de Estatística*. São Paulo, Ed. Atlas, 1979. 173 p.
26. GARCIA, G.J. *Sensoriamento Remoto: princípios e interpretação de imagens*. São Paulo, Ed. Nobel, 1982. 357 p.
27. GASTAL, E.F. & ARAÚJO, M.U. *Estudo de Administração Rural em Ibírubã - RS*. Porto Alegre, ASCAR, 1965. 101 p.
28. GERARDI, L.H.O. & SILVA, B.C.N. *Quantificação em Geografia*. São Paulo, Ed. Difel, 1981. 161 p.
29. GIBBONS, J.D. *Nonparametric Statistical Inference*. New York, Ed. McGraw-Hill, 1971.
30. GIOTTO, E. *Aplicabilidade de imagens RBV do Landsat-3 em levantamento do uso da terra no município de Tapera - RS*. Santa Maria, UFSM, 1981. 66 p. (Tese Mestr. Eng^a Agrícola)
31. GOMES, F.P. *Curso de Estatística Experimental*. Piracicaba, ESALQ-USP, 1970. 430 p.
32. HAGGET, P. et alii. *Locational Methods*. London, Edward Arnold Publ. Ltd., 1977. 605 p.
33. HAZARD, J.W. Estimating area in sampling forest population in two successive occasions. *Forest Science*, 23:253-67, 1977.
34. HERNANDEZ FILHO, P. & SHIMABUKURO, Y.E. *Estabelecimento de metodologia para avaliação de povoamentos florestais artificiais, utilizando-se dados do LANDSAT*. São José dos Campos - SP, INPE, 1978. 128 p. (Dissert. Mestr.)
35. HILIER, F.S. & LIEBERMAN, E.J. *Operations Research*. San Francisco, USA, Holdenday Inc., 1974. 800 p.
36. HOFFER, R.M. Importância dos dados de verdade terrestre no sensoriamento remoto. *Rev. Aerofotogeografia*, (7): 1-20, 1972.
37. HOLLANDER, M. & WOLFE, D.A. *Nonparametric Statistical Methods*. New York, John Wiley & Sons Inc., 1973. 503 p.
38. HOWARD, J.A. *Concepts of Remote Sensing. Applications for food production in development countries*. In: ADVANCED RESEARCH MEETING, Bermudas, 1976. 11 p.
39. HUDSON, R.E. *Manual do Engenheiro*. Rio de Janeiro, Livros Técnicos e Científicos, 1974. 639 p.

40. HULBERT, S.H. A coefficient of interspecific association. *Ecology*, (30):1-9, 1969.
41. INSTITUTO BRASILEIRO DO CAFÉ. *Inventário cafeeiro com fotografias aéreas nas regiões cafeeicultoras do Estado de São Paulo a este de 40°W*. Rio de Janeiro, IBC, 1968. 67 p.
42. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Imagens ERTS - suas possibilidades na Cartografia*. Brasília, 1974. 67 p.
43. INSTITUTO BRASILEIRO DE DESENVOLVIMENTO FLORESTAL E UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA. *Uso da terra. Rio Grande do Sul. Relatório*. DEF-IBDF/DER-UFSM, 1982. (A publicar)
44. INSTITUTO BRASILEIRO DE DESENVOLVIMENTO FLORESTAL/UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA. *Inventário Florestal Nacional. Florestas Nativas - Rio Grande do Sul*. IBDF-DE, 1983. 345 p.
45. INSTITUTO DE PESQUISAS ESPACIAIS. *Curso de Treinamento: Introdução às técnicas de sensoriamento remoto e aplicações*. São José dos Campos, 1980. (Relatório 1869-MO/004).
46. INSTITUTO DE PESQUISAS ESPACIAIS. *Seminário de sensoriamento remoto*. São José dos Campos, IBGE/INPE, 1975.
47. INSTITUTO FLORESTAL. *Levantamento de cobertura vegetal natural e do reflorestamento no Estado de São Paulo. Boletim Técnico IF, 11:1-53*, 1975.
48. INSTITUTO NACIONAL DE COLONIZAÇÃO E REFORMA AGRÁRIA - INCRA. *Levantamento e reconhecimento dos solos do Rio Grande do Sul*. Recife, 1973. 128 p. (Bol. Técnico nº 30)
49. ITC-DELFT. International Institute for Aerial Survey and Earth Sciences. *Aerial Photographs in Forestry*. DELFT, 1970. 203 p.
50. KALENSKY, L. & SCHERCK, L.R. Accuracy of forestry mapping from Landsat computer compatible tapes. In: INTERNATIONAL SYMPOSIUM ON REMOTE SENSING OF ENVIRONMENT, 10, Michigan, 1975. p. 164-65.
51. KELLER, E.C.S. Projeto de mapeamento da utilização da terra. *Rev. Aero fotogeográfica*, (3), 15 p., 1969.
52. KLEIN, R.M. O aspecto dinâmico do pinheiro brasileiro. *Selowia*, 12(12):17-48, 1960.
53. KLEIN, R. Considerações preliminares sobre o reflorestamento com espécies nativas baseadas na vitalidade e dinamismo das árvores nas matas primárias e secundárias

- do sul do Brasil. (Resumo) In: CONGRESSO FLORESTAL BRASILEIRO, II, Curitiba, 1973. *Anais...* Curitiba, 1973. p. 135.
54. KONZEN, G. & RICHTER, H.V. Estrutura da produção e da renda agrícola em diferentes grupos de estabelecimentos rurais no Brasil: subsídios para a política agrícola. *Rev. de Economia Rural*, SOBER, 9(2), 1982.
 55. KINASHI, R. & CHYO, M. Monitoring through successive sampling. In: Remote sensing in forestry. Proceeding of the Symposium held during the IUFRO WORLD CONGRESS, XVI, Oslo, June 21-26, 1976. Ed. University Freiburg. p. 351-62.
 56. LOETSCH, F. et alii. *Forest Inventory*. Munique, BLV, 1973. 468 p.
 57. LUND, H.G. & KNIESEL, N. Multiple resource inventory system. In: SYSTEMS ANALYSIS AND FOREST RESOURCE MANAGEMENT, Athens, Georgia - USA, August 11-13, 1975.
 58. MADRUGA, P.R.A. *Diagnose física do uso da terra em 1966/67 e 1985 na região de programação nº 6/RS*. Santa Maria, UFSM, 1985. 116 p. (Dissert. Mestr. Engº Agrícola)
 59. MAIXNER, E. Árvores nativas de expressão econômica do Rio Grande do Sul. (Comunicação) In: CONGRESSO FLORESTAL BRASILEIRO, II, Curitiba, 1973. *Anais...* Curitiba, 1973. p. 128.
 60. MEYER, H.A. *Correction for a systematic error occurring in the application of the logarithmic volume equation*. Pennsylvania, Forestry School, 1941. (Research Paper 7)
 61. MEYER, P.L. *Probabilidade - Aplicações à Estatística*. Rio de Janeiro, Livros Técnicos e Científicos, 1982. 391 p.
 62. MOLINA, I. *Estatística Elemental*. Bogotá, CIAF, 1973. 131 p.
 63. MORENO, G.A. *Uso da terra e vegetação original e atual do Rio Grande do Sul*. Porto Alegre, Boletim Geográfico do Rio Grande do Sul, 1971.
 64. MORENO, G.A. *Clima do Rio Grande do Sul*. Porto Alegre, Secretaria da Agricultura-RS, 1961.
 65. NASCH, W.A. *Resistência dos Materiais*. Coleção Schaum. São Paulo, McGraw-Hill do Brasil Ltda., 1977. 384 p.
 66. NOVAES, R.A. & MARTINI, P.R. Perspectiva do sensoriamento remoto no Brasil. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, II, Brasília, 1982. *Anais...* Brasília, 1982. p. 333.

67. PAVONI, J. *Determinação do material combustível e relação estrutural entre classes de declividade no Parque Florestal Estadual de Nonoai - RS.* Santa Maria, UFSM, 1985. 83 p. (Dissert. Mestr. Eng^a Agrícola)
68. PELLICO NETTO, S. *Biometria.* Curitiba, CPGEF-UFPPar, 1983. (Notas mimeografadas)
69. PELLICO NETTO, S. *Teoria de amostragem - Notas.* Curitiba, Curso de Pós-Graduação em Eng. Florestal, UFPR, 1983.
70. PEREZ, I.L. *As micro-regiões homogêneas do Rio Grande do Sul. Boletim Geográfico do Rio Grande do Sul,* Porto Alegre, U.G.C.-CEMAPA, Secretaria da Agricultura-RS, vols. 20-21-22-23, 1982.
71. PERKINSON, J.D. & SLBE, E.E. *Landsat via satélite.* Rev. do Clube de Engenharia, (413):29-34, 1978.
72. PESCA, A. *Estatística fundamental.* Porto Alegre, Ed. Sulina, 1979. 116 p.
73. PLANALSUCAR. *Inventário canavieiro com auxílio de fotografias aéreas.* Piracicaba, IAA/PLANALSUCAR, 1979. 38 p. (Boletim Técnico)
74. RATLIFF, R.D. *A correction of Cole's C7 and Hulbert's C8 coefficients of interspecific association.* Ecology, 63: 1605-6, 1982.
75. RIOCEL/UFSM. *Rio Grande de Celulose Ltda.-Universidade Federal de Santa Maria. Levantamento de vegetações florestais exóticas.* Santa Maria, 1986. 66 p. (Relatório Técnico, não publicado)
76. ROCHA, J.S.M. *Fotografias aéreas aplicadas ao planejamento físico rural.* Santa Maria, UFSM-Imprensa Universitária, 1978. 51 p.
77. ROCHA, J.S.M. *Contribuição para a avaliação quantitativa da capacidade do uso da terra no Estado do Rio Grande do Sul.* Santa Maria, UFSM-Imprensa Universitária, 1977. 169 p. (Tese Livre Docência)
78. SAGREDO, F.L. & SALINAS, F.E. *Identification of large messes of citrus fruit and rice in Eastern Sapin.* In: SYMPOSIUM ON SIGNIFICANT RESULTS OBTAINED FROM THE EARTH RESOURCES TECHNOLOGY SATELLITE, 1, NASA, Carrolton, 1973. v. 1-A, p. 35-6.
79. SANCHEZ, M.C. & SANTOS, M.J.Z. *Considerações sobre uma técnica de regionalização: amostragem sistemática por grade de pontos.* Boletim de Geografia Teorética, Rio Claro, 6(11-12):81-4, 1976.
80. SANTOS, A.P. & NOVO, E.M.L.M. *Avaliação do uso de dados do Landsat-1 na implantação, controle e acompanhamento*

de projeto agropecuário no sudeste da Amazônia legal. São José dos Campos, Inst. de Pesquisas Espaciais, 1977. (Tese Mestrado)

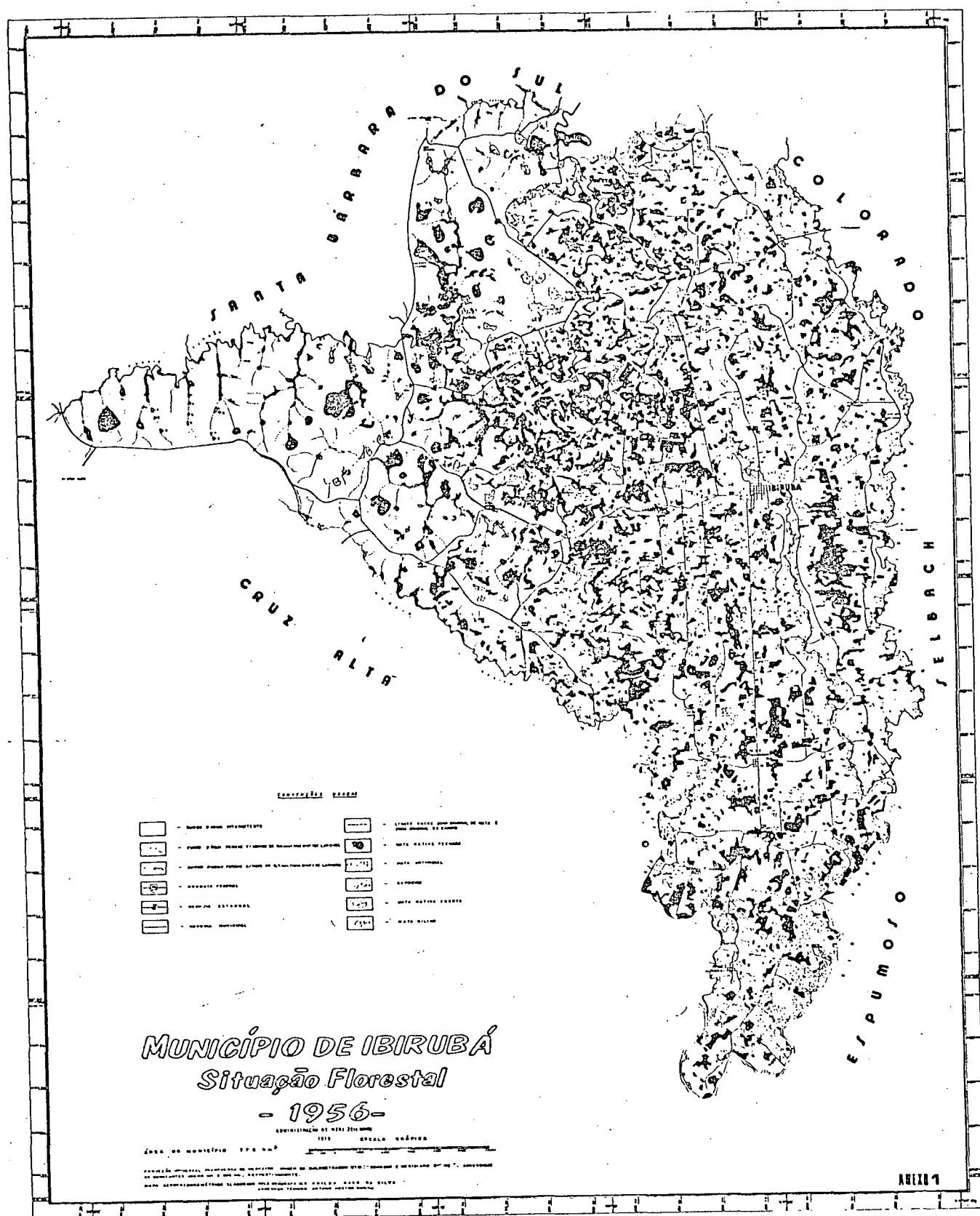
81. SERRA FILHO, R. et alii. Cobertura vegetal do Estado de São Paulo. Avaliação volumétrica das florestas de Pinus e Eucaliptos. In: CONGRESSO FLORESTAL BRASILEIRO, II, Curitiba, 1972. p. 181-2.
82. SIMPÓSIO DA PESQUISA FLORESTAL DO RIO GRANDE DO SUL. 1. Anais... Santa Maria, UFSM, 1974. 66 p.
83. SINGER, F.L. Mecânica para Engenheiro - Estática. São Paulo, Ed. Arper & Row do Brasil Ltda., 1977. 352 p.
84. SILVA, A.B. Desmatamento do município de Ibirubã, RS, analisado por fotografias aéreas. Santa Maria, UFSM, 1979. 99 p. (Tese Mestr. Engª Rural)
85. SILVA, J.A. Biometria e Estatística Florestal. Santa Maria, UFSM-Imprensa Universitária, 1975.
86. SPIEGEL, M.R. Probabilidade e Estatística. Coleção Schaum. Ed. McGraw-Hill. 529 p.
87. SUDESUL - SUPERINTENDÊNCIA DO DESENVOLVIMENTO DA REGIÃO SUL. Vegetação atual da Região Sul. Porto Alegre, SUDESUL, 1978. 180 p. (Série Planejamento de Estudos Regionais, nº 2)
88. SOUZA COELHO, A.G. Fotografias aéreas verticais na classificação de terras agricultáveis. Rev. Aero-fotogeografia, São Paulo, Inst. de Geografia-USP, (2), 13 p., 1971.
89. THIBAU, C.G. Economia e manejo da exploração florestal na produção lenheira. (Comunicação). In: CONGRESSO FLORESTAL BRASILEIRO, III, Curitiba, 1973. Anais... Curitiba, 1973. p. 189-92.
90. THOFERN, H.A. Pesquisa e fixação do critério nos mapeamentos e métodos de trabalho no campo de recursos naturais, Porto Alegre, IPH-UFRGS, 1971. 38 p.
91. THOFERN, H.A. Pesquisa metodológica da Diretoria de Cartometrônica aplicada à determinação da densidade e frequência de vegetação em municípios vizinhos a Gravataí, num raio de 200 km. Porto Alegre, IPH-UFRGS, 1972. 15 p.
92. U.S. GEOLOGICAL SERVICE & NOAA. LANDSAT-4 Data Users Handbook. Alexandria, Distribution Branch., 1984. 250 p.
93. VINADÉ, L.F.F. Causas do desmatamento em pequenas propriedades do município de Frederico Westphalen - RS. Santa Maria, UFSM, 1979. 82 p. (Tese Mestr. CPGPE-UFSM)

94. WARE, K.B. & CUNIA, T. *Continuous forest inventory with partial replacement of sample*. Forest Science, Monograph 3, 1962. 30 p.
95. ZOEHRER, F. *Betkla a computer program for best fit of stem - Diameter distribution or any other frequency distribution*. Mitteilungen der bundesforschungsanstalt f. forst und Holzwirtschaft, Reinbek/Hamburg, 1970. 35 p.
96. YULE, G.V. & KENDALL, M.G. *Introducción a la Estadística Moderna*. Madrid, Ed. Aguilar, 1959. 740 p.

A N E X O S

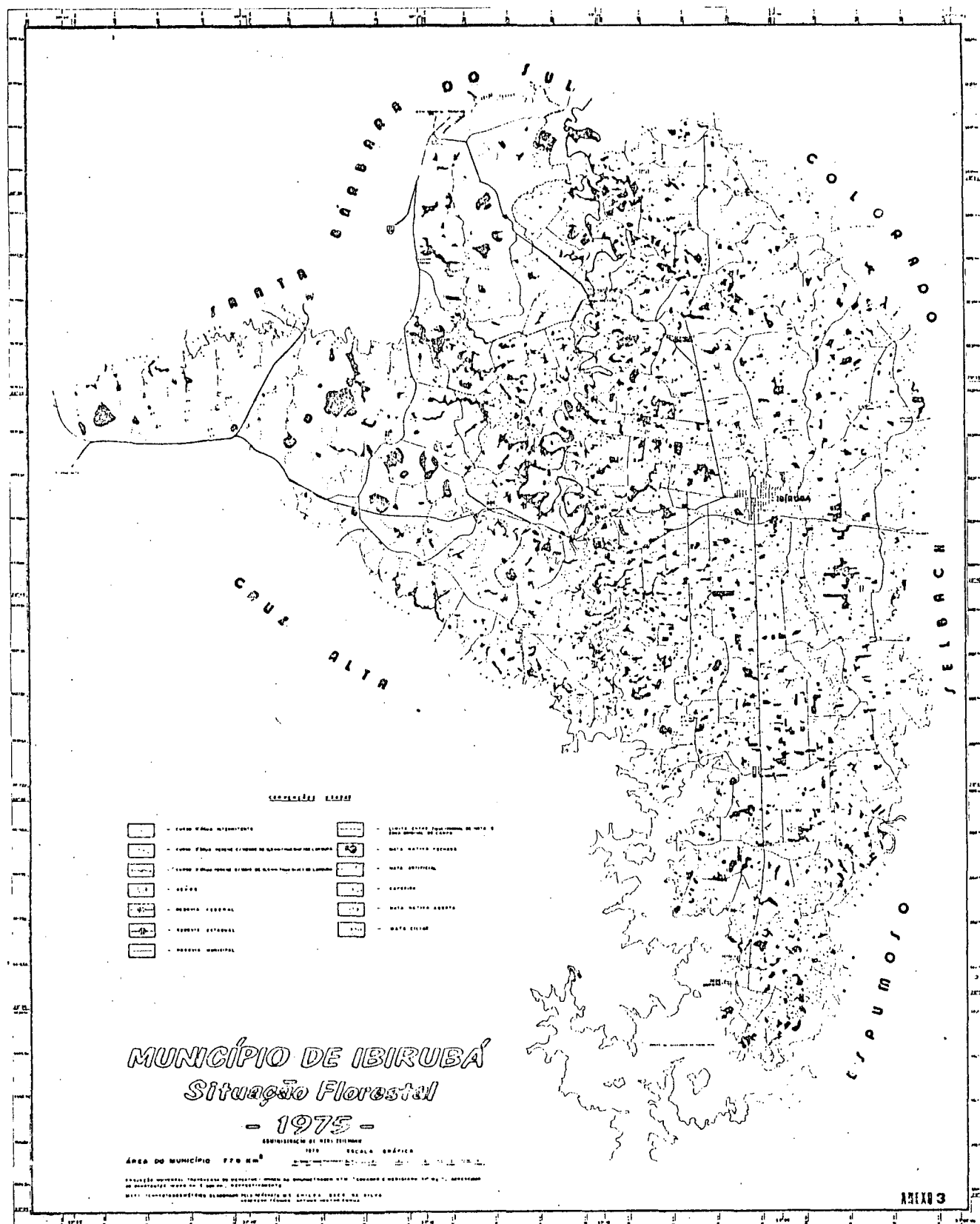
ANEXO I

Carta Florestal de Ibirubã - 1956.



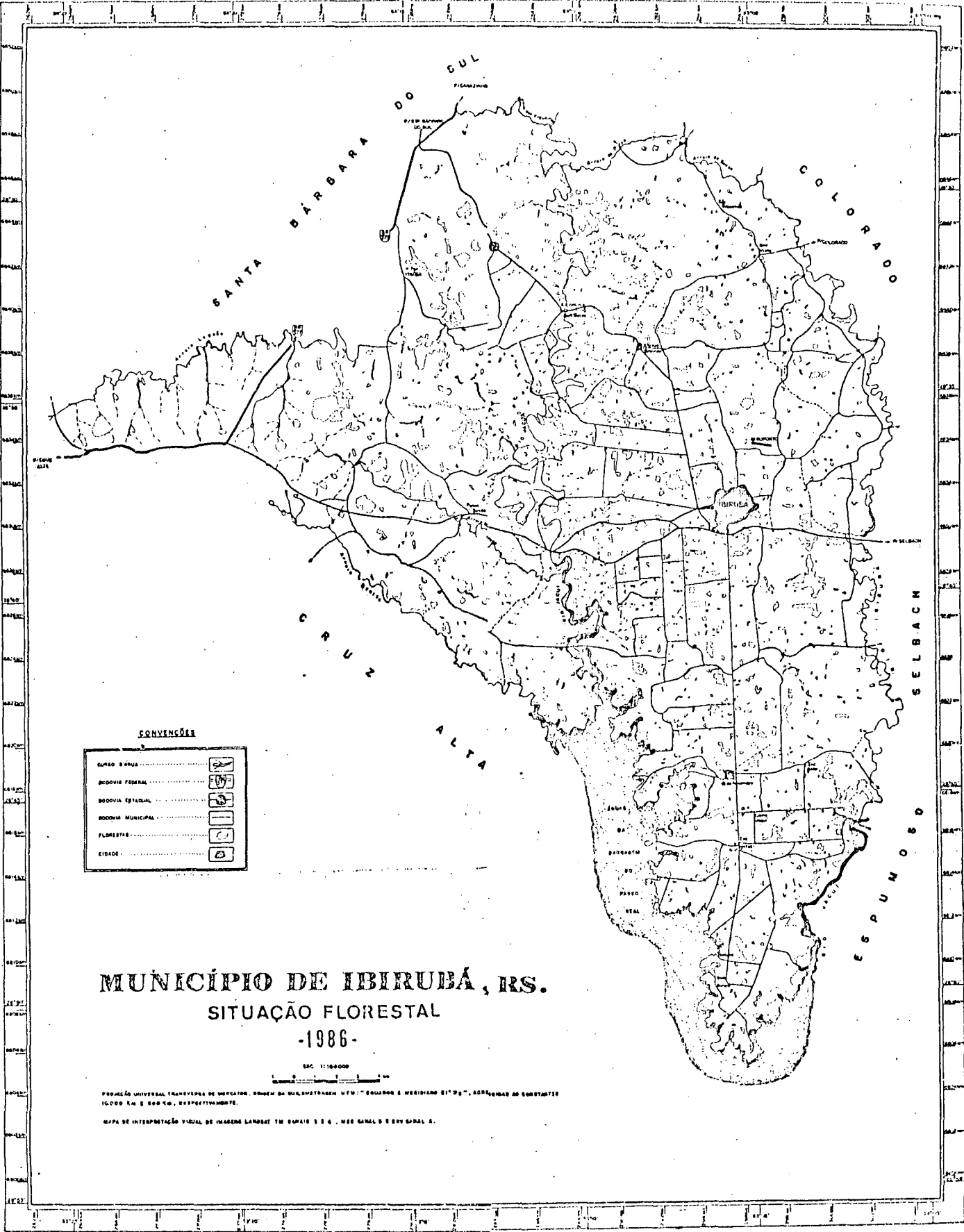
ANEXO III

Carta Florestal de Ibirubã - 1975



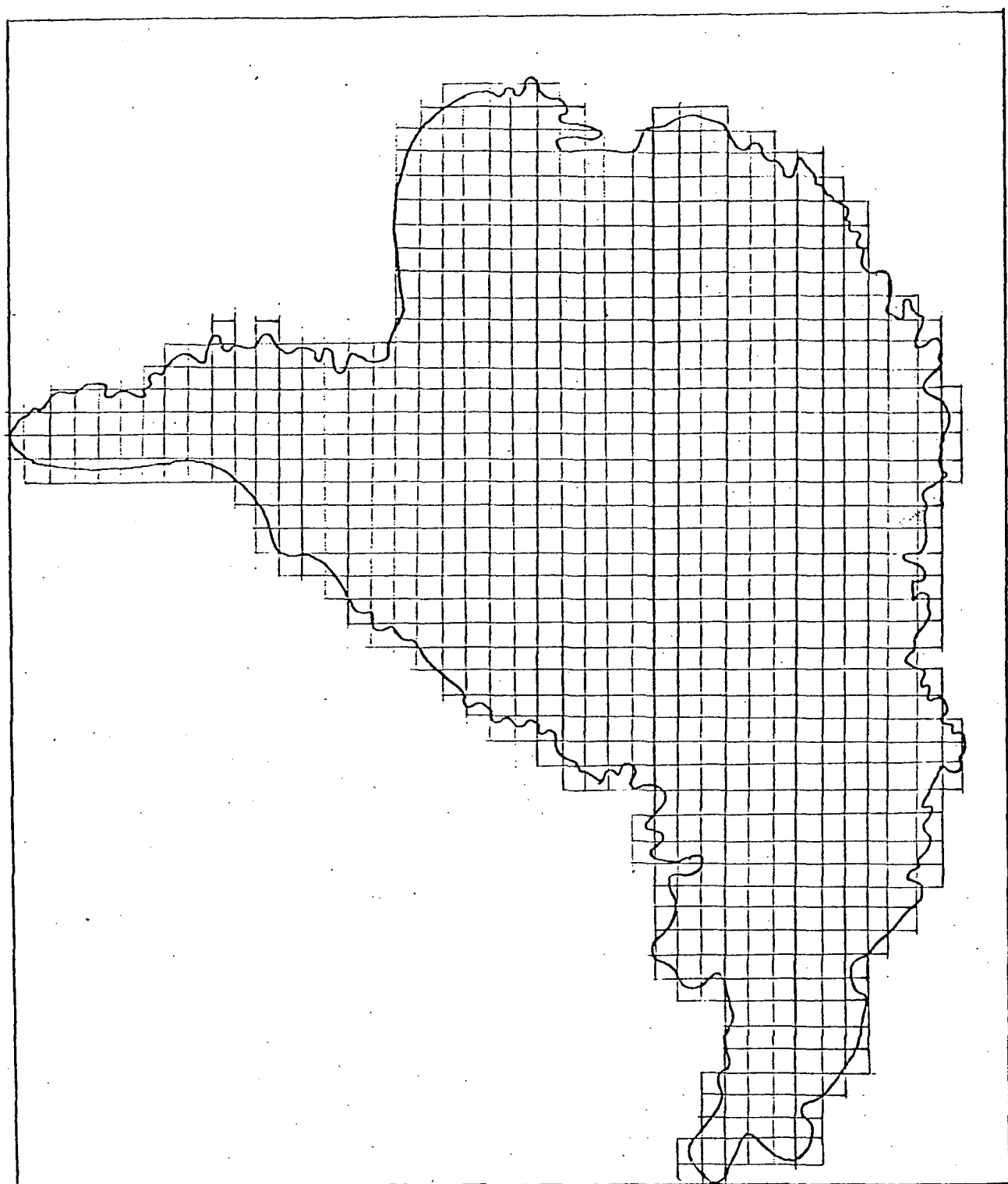
ANEXO IV

Carta Florestal de Ibirubá - 1986.

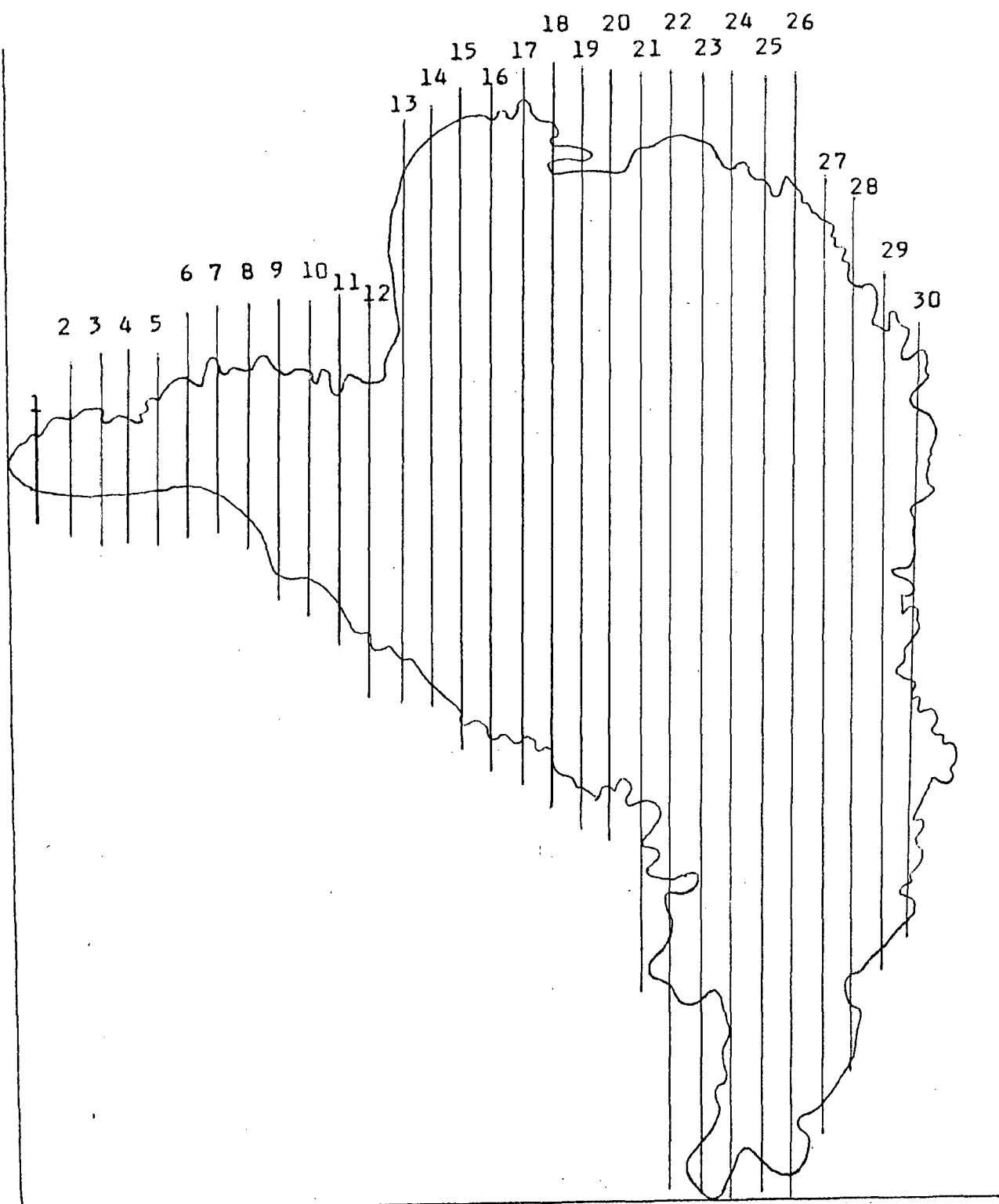


ANEXO V.

Esquema das Unidades de 100 ha.

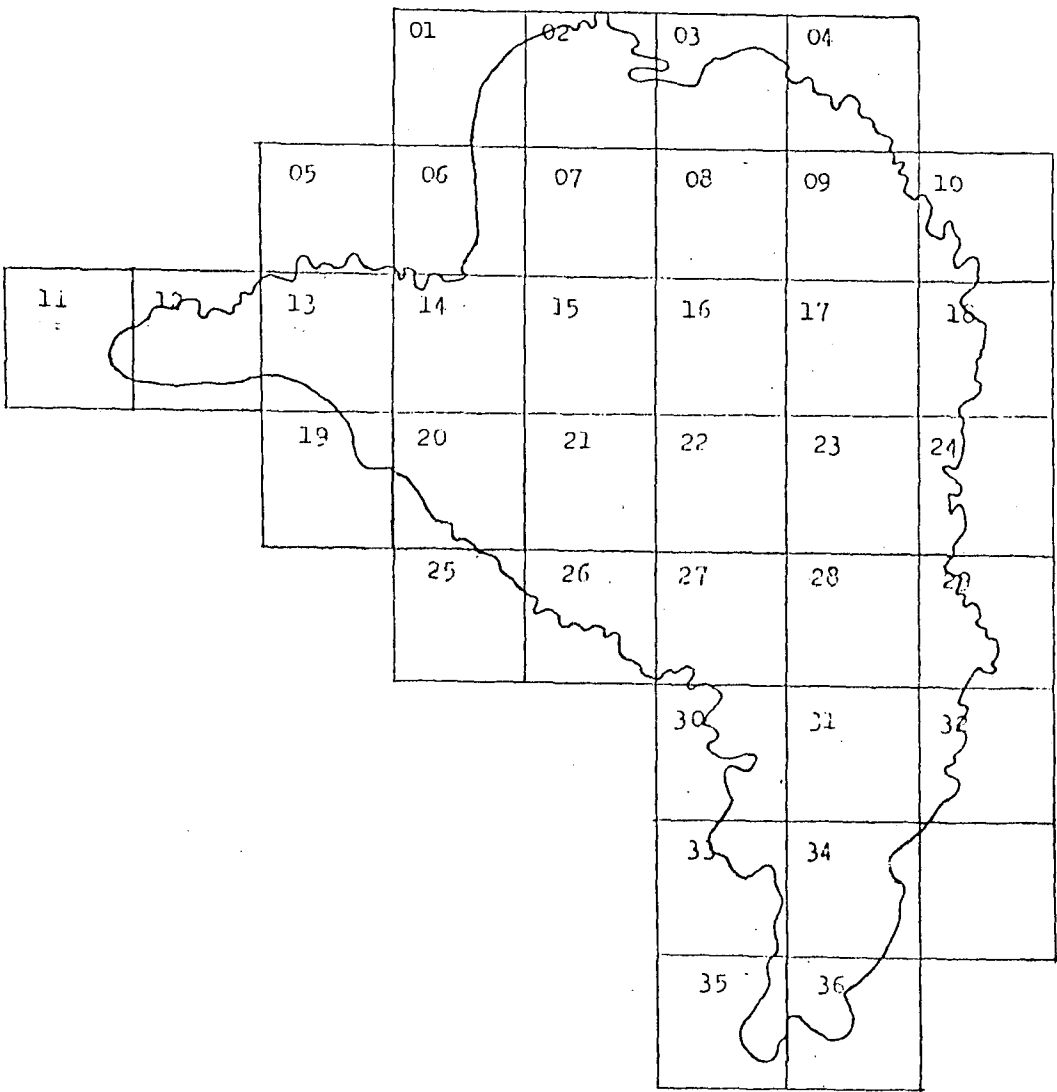


ANEXO VI

Esquema de Aplicação dos Transectos.

ANEXO VII

Esquema de Aplicação dos Blocos/Pontos Aleatórios.



A P Ê N D I C E S

APÊNDICE I

Medidas de Transectos Sobre os Mapas de 1956, 1965 e 1975. (Escala: 1:60.000)

Transecto nº	Comprimento total (cm)	Comprimento sobre florestas (cm)		
		1956	1965	1975
1	3,20	0,20	0,00	0,20
2	5,20	2,10	1,60	1,60
3	6,10	0,40	0,40	0,20
4	5,80	0,05	0,15	0,15
5	6,50	0,25	0,25	0,25
6	8,00	0,95	0,95	0,95
7	8,80	0,30	0,00	0,00
8	9,90	0,20	0,20	0,10
9	14,30	0,60	0,50	0,50
10	14,50	2,95	2,95	2,90
11	14,30	2,10	1,35	1,40
12	17,80	1,85	1,70	1,15
13	33,20	4,65	4,45	2,85
14	37,60	8,60	7,90	6,00
15	41,60	6,60	5,30	4,80
16	43,60	8,20	6,90	5,75
17	44,20	10,45	8,45	5,90
18	45,00	7,80	6,50	5,45
19	43,50	11,25	8,25	4,90
20	42,20	14,05	10,25	6,75
21	47,40	14,15	12,35	6,00
22	59,50	13,55	8,90	3,75
23	65,00	13,85	10,95	4,20
24	68,30	14,70	11,65	8,05
25	69,00	13,75	11,35	4,85
26	64,20	12,75	9,70	4,85
27	59,50	10,40	6,85	5,00
28	46,80	10,15	7,60	4,60
29	40,60	5,75	3,75	3,25
30	12,60	2,75	2,75	2,25
Total		195,95	153,60	99,10

APÊNDICE II

Medidas de Transectos Sobre o Mapa Florestal de 1985. (Escala: 1:100.000)

Transecto nº	Comprimento total (cm)	Comprimento sobre florestas (cm)
1	2,40	0,00
2	2,90	0,95
3	3,30	0,00
4	3,20	0,00
5	3,70	0,15
6	4,55	0,05
7	5,40	0,02
8	7,20	0,05
9	8,10	0,10
10	8,60	1,30
11	9,00	1,20
12	10,90	1,15
13	19,60	1,25
14	22,85	1,30
15	25,50	3,35
16	26,20	2,10
17	26,50	2,00
18	26,30	1,90
19	26,30	1,75
20	24,60	2,00
21	27,00	0,80
22	30,70	1,30
23	32,60	3,60
24	36,60	1,75
25	39,40	1,80
26	37,80	2,95
27	35,20	1,35
28	28,50	1,35
29	25,00	1,65
30	7,50	0,75
31	1,25	0,05
32	17,35	1,25
33	25,15	2,75
34	31,50	4,90
35	36,40	1,25
36	40,20	2,60
37	40,30	1,70
38	33,95	1,00
39	32,30	2,05
40	28,50	2,10
41	25,60	1,70
42	25,60	1,85
43	25,95	2,25
	

APÊNDICE II - Conclusão.

Transecto nº	Comprimento total (cm)	Comprimento sobre florestas (cm)
44	26,20	1,40
45	26,00	3,55
46	25,20	0,90
47	24,00	3,60
48	21,60	2,30
49	12,20	0,15
50	10,70	0,80
51	8,70	1,50
52	8,30	0,30
53	5,90	0,90
54	5,30	0,15
55	4,60	0,25
56	4,10	0,00
57	2,80	0,05
58	3,60	0,10
59	2,80	0,00
60	2,60	0,35
61	1,70	0,00
Total	1.129,15	81,40

APÊNDICE III

Amostragem por blocos/pontos aleatórios
(1956-1965-1975).

Bloco nº	Nº de pontos	A n o				
		1956	1965		1975	
		1	1	1/1	1	1/1
1	53	5	3	3	4	3
2	141	20	16	14	13	12
3	112	26	18	16	10	8
4	44	8	5	5	3	2
5	14	3	2	2	2	2
6	79	20	19	16	12	9
7	171	30	23	21	12	8
8	171	44	24	20	20	16
9	161	26	17	15	9	6
10	25	7	5	5	3	3
11	8	1	0	0	0	0
12	102	9	5	5	7	2
13	148	9	9	9	9	9
14	171	34	26	25	20	15
15	171	59	46	42	25	19
16	171	49	43	38	24	23
17	171	23	12	12	8	6
18	57	10	10	10	5	4
19	19	1	1	1	0	0
20	141	16	13	13	15	9
21	171	39	31	27	15	12
22	171	34	28	34	15	8
23	171	48	38	36	23	21
24	46	12	8	8	4	3
25	6	1	1	1	1	1
26	102	18	14	11	11	8
27	164	37	26	25	18	14
28	171	37	28	25	15	14
29	65	9	9	7	5	5
30	98	17	10	7	4	2
31	171	31	21	20	16	14
32	43	11	8	8	7	5
33	44	14	11	10	1	1
34	138	47	28	25	20	20
35	37	7	6	6	10	6
36	50	14	0	0	1	0
Total	3.378	776	564	512	367	290